



**Reformas estruturais, política orçamental e os  
determinantes do multiplicador orçamental: uma  
aplicação à Área Euro**

por

Margarida Correia Varela

Dissertação de Mestrado em Economia

Orientada por

Ana Paula Ferreira Ribeiro

Vitor Manuel da Costa Carvalho

Julho, 2017

## **Nota biográfica**

Margarida Correia Varela nasceu a 9 de outubro de 1994, em Vila Nova de Famalicão.

Depois de completar o ensino básico no Agrupamento de Escolas Camilo Castelo Branco, em Vila Nova de Famalicão, enveredou pelo curso de Ciências Socioeconómicas, terminando o ensino secundário no Instituto Nun’Alvres, em 2012. No mesmo ano iniciou a sua formação superior na Faculdade de Economia da Universidade do Porto, ingressando na licenciatura de Economia, concluindo este grau académico no ano de 2015 com média de 16 valores. Em setembro do mesmo ano iniciou o seu segundo ciclo de estudos na FEP, optando pelo mestrado de continuidade em Economia.

Em outubro de 2017, iniciou, paralelamente à realização da dissertação de mestrado, um estágio curricular na filial do Porto do Banco de Portugal, tendo integrado, durante 6 meses, a equipa de trabalho do Laboratório de Micro-Dados, pertencente ao Departamento de Estudos Económicos.

## Agradecimentos

O processo de investigação e escrita científica é de uma beleza única. É a maior arma da comunidade científica na sua constante busca de novo conhecimento, no aperfeiçoamento do conhecimento existente e na aprendizagem com o erro. É através do método científico, do debate, do reconhecimento ou das dúvidas e críticas levantadas pelos pares que qualquer ciência consegue evoluir e adaptar-se a novos contextos. Nesse sentido, sinto-me profundamente grata por me ter sido dada a oportunidade de contribuir, ainda que de forma precoce e pequena, para a evolução de uma ciência tão importante e relevante como a Economia.

O meu primeiro e mais profundo agradecimento é dedicado aos meus pais, Ilda e António, e aos meus avós, Isabel e Armando, pelo seu apoio mais do que incondicional, por todo o carinho, por todos os sermões e lições que guardo como meus únicos dogmas de vida. Todo o meu percurso académico, mas em particular o processo de desenvolvimento da minha dissertação, embora extremamente recompensador, não foi isento de dúvidas e angústias, de medos e de receios. Se não fosse a presença destes 4 elementos nucleares da minha vida, estou certa que o meu processo de aprendizagem académica e pessoal teria sido muito mais turbulento e triste.

Agradeço também à Diana pela sua amizade ao longo destes últimos dois anos. A motivação e as palavras carinhosas, mas sempre honestas, foram essenciais para que os dias no banco fossem muito mais do que um mero estágio e que os dias de crise existencial fossem muito menos existenciais!

Aos meus amigos e a família pelas palavras de apoio, motivação e pela confiança em mim depositada. A todo o departamento do BPlim do Banco de Portugal, mas particularmente ao Dr. Paulo Guimarães pela excelente oportunidade que me proporcionaram ao longo deste ano.

Por último, mas de todo não menos importante, o meu sincero agradecimento à Prof.<sup>a</sup> Dr.<sup>a</sup> Ana Paula Ribeiro e ao Prof. Dr. Vítor Carvalho por todo o seu esforço, disponibilidade e paciência. Sem os conselhos, sugestões e dicas, estou certa de que não estaria a apresentar a mesma dissertação que hoje concluo. Mas acima de tudo agradeço as palavras de encorajamento e motivação que sempre pautaram a sua ação de orientadores.

## Resumo

Esta dissertação procurou realizar uma revisão crítica da literatura empírica mais relevante, sobre determinantes da dimensão dos multiplicadores orçamentais, bem como dos impactos esperados das reformas estruturais sobre estes determinantes, com o objetivo de tentar identificar mecanismos, diretos e indiretos, através dos quais as reformas estruturais se transmitem à dimensão dos multiplicadores orçamentais. Foram também estimados multiplicadores orçamentais, para 17 países da Área Euro (1995-2013), estabelecendo algumas relações entre multiplicadores orçamentais e a implementação de reformas estruturais.

Os contributos da presente dissertação para a literatura existente centraram-se: (i) na conciliação dos contributos teóricos sobre determinantes dos multiplicadores orçamentais e sobre os efeitos esperados da implementação de reformas estruturais; e (ii) na avaliação empírica da existência e do sentido da relação entre a aplicação de reformas estruturais e a eficácia da política orçamental, algo que, tanto quanto sabemos, ainda não foi abordado na literatura, em particular para a Área Euro. A análise efetuada pode revelar-se um importante tópico de discussão sobre as condicionantes da eficácia da política orçamental e servir de apoio ao decisor de política económica, particularmente num contexto de ineficácia da política monetária convencional na estabilização económica e de restrições impostas pelo cumprimento das regras orçamentais.

Utilizando um modelo de vetores auto-regressivos, para uma amostra de 17 países da Área Euro, durante o período de 1995 até 2013 (dados anuais), foram introduzidas, de forma exógena, variáveis que permitissem identificar a introdução de reformas estruturais em diferentes áreas, analisando-se o seu impacto sobre a estimativa obtida para os multiplicadores orçamentais. Os resultados principais obtidos apontam para que a introdução de reformas conduza, tendencialmente, a uma redução do multiplicador orçamental, possivelmente ilustrando efeitos positivos na redução dos custos de consolidações orçamentais.

**Palavras-chave:** Política orçamental, multiplicadores orçamentais, reformas estruturais, Área do Euro

**Códigos JEL:** E62, E61, E69, J08, L50

## Abstract

*This dissertation sought to do a critical literature review of the most relevant empirical findings over the subject of the determinants of fiscal multipliers dimension, as well as, the expected impact of the introduction of structural reforms over those same determinants, with the goal of identifying direct and indirect mechanisms, through which structural reforms are transmitted to the dimension of the fiscal multipliers. Furthermore, fiscal multipliers were estimated for 17 Euro Area countries (1995-2013), establishing some relationships between the dimension of fiscal multipliers and the implementation of different types of structural reforms.*

*The contributions of the present dissertation to the existing literature were: (i) the conciliation of the theoretical contributes on the determinants of fiscal multipliers and the expected effects of structural reforms implementation; and (ii) the empirical evaluation of the existence and the sign of the relationship between the application of structural reforms and the effectiveness of the fiscal policy, something that, to the best of our knowledge, has still not been approached in the literature, in particular for the Euro Area. This analysis might reveal itself as an important topic of discussion on the conditionings of the effectiveness of fiscal policy actions and as an instrument of decision support to policymakers, particularly when conventional monetary policy is ineffective for economic stabilization purposes and when fiscal rules restrict the use of fiscal policy.*

*Using an auto-regressive model, for a sample of 17 Euro Area countries from 1995-2013 (annual data), we exogenously introduced variables that allowed to identify the introduction of structural reforms, in different policy areas, studying their impact on fiscal multipliers estimates. The main result points to a general, reduction of the fiscal multiplier dimension, due to structural reforms implementation, possibly portraying positive effects in the reduction of fiscal consolidation costs.*

**Keywords:** Fiscal policy, fiscal multipliers, structural reforms, Euro Area

**JEL Codes:** E62, E61, E69, J08, L50

# Índice geral

<b>Nota biográfica.....</b>	<b>i</b>
<b>Agradecimentos.....</b>	<b>ii</b>
<b>Resumo.....</b>	<b>iii</b>
<b>Abstract.....</b>	<b>iv</b>
<b>Índice geral .....</b>	<b>v</b>
<b>Índice de quadros.....</b>	<b>xi</b>
<b>Índice de Figuras.....</b>	<b>xiii</b>
<b>Abreviaturas.....</b>	<b>xiv</b>
<b>1. Introdução.....</b>	<b>1</b>
<b>2. Relação entre reformas estruturais e eficácia da política orçamental: uma revisão da literatura.....</b>	<b>3</b>
2.1. Fatores determinantes da dimensão e sentido dos multiplicadores orçamentais - 4	
2.1.1. Fase do ciclo económico .....	5
2.1.2. Regime Cambial .....	8
2.1.3. Grau de abertura ao comércio internacional .....	9
2.1.4. Episódio de Zero Lower Bound (ZLB)/ Armadilha da liquidez.....	9
2.1.5. Grau de solidez das contas públicas .....	10
2.1.6. Estabilizadores automáticos.....	12
2.1.7. Características do mercado de trabalho .....	13
2.2. Os efeitos esperados da introdução de reformas estruturais-----	17
2.2.1. O conceito de reforma estrutural e algumas considerações iniciais .....	17
2.2.2. Efeitos esperados das reformas estruturais no longo prazo .....	19
2.2.3. Efeitos esperados das reformas estruturais no curto prazo .....	24
2.3. Relações esperadas entre os efeitos das reformas estruturais e a dimensão e/ou sentido do multiplicador orçamental-----	30
2.3.1. Reformas estruturais e o multiplicador orçamental: o longo prazo .....	31
2.3.2. Reformas estruturais e o multiplicador orçamental: o curto prazo .....	35

<b>3. Metodologia .....</b>	<b>40</b>
3.1. Considerações prévias sobre a estimação de multiplicadores orçamentais .....	41
3.2. O modelo VAR .....	46
3.2.1. Especificação do modelo VAR, dados e variáveis .....	46
3.2.2. Identificação dos momentos de introdução de reformas estruturais .....	50
<b>4. Análise dos resultados.....</b>	<b>54</b>
4.1. Multiplicadores orçamentais na Área Euro_ regressão base .....	56
4.1.1. Multiplicadores orçamentais da despesa e receita pública agregados .....	56
4.1.2. Multiplicadores orçamentais desagregados por componente da despesa e da receita pública .....	62
4.2. Multiplicadores orçamentais e reformas estruturais na Área Euro .....	70
4.2.1. Redução do nível de proteção laboral .....	71
4.2.2. Aumento dos gastos com políticas ativas de emprego (PAE) .....	73
4.2.3. Diminuição dos benefícios aos desempregados.....	75
4.2.4. Redução do nível de regulação no mercado de produtos.....	76
4.2.5. Aumento da idade média da reforma.....	78
4.2.6. Alterações no sistema tributário .....	79
4.2.7. Inclusão de todas as medidas reformistas em simultâneo.....	80
4.3. Análise de robustez .....	85
<b>5. Conclusões.....</b>	<b>90</b>
<b>Referências bibliográficas .....</b>	<b>94</b>
<b>Webgrafia .....</b>	<b>100</b>
<b>Anexos .....</b>	<b>101</b>
A.1. Listagem das variáveis usadas da base de dados AMECO .....	101
A.2. Listagem dos indicadores usados na identificação de reformas estruturais ----	104
A.3. Identificação dos episódios de reformas estruturais_ Proteção laboral de trabalhadores .....	107

A.4. Identificação dos episódios de reformas estruturais_ Despesas em políticas ativas de emprego (formação e incentivo ao emprego) -----	108
A.5. Identificação dos episódios de reformas estruturais_ Benefícios ao desemprego: Média de 5 anos da taxa de substituição -----	109
A.6. Identificação dos episódios de reformas estruturais_ Regulação no mercado de produtos-----	110
A.7. Identificação dos episódios de reformas estruturais_ Estrutura tributária-----	111
A.8. Identificação dos episódios de reformas estruturais_ Idade de reforma-----	112
A.9. Regressão base (amostra completa)-----	113
A.10. Output das resposta-impulso dos gastos públicos e do produto a um choque nos gastos públicos e volume médio do produto e dos gastos públicos -----	114
A.11. Regressão base (1995-2007)-----	115
A.12. Regressão base (2008-2013)-----	116
A.13. Regressão base com variáveis orçamentais desagregadas (amostra completa)	117
A.14. Regressão com variáveis orçamentais desagregadas (1995-2007) -----	118
A.15. Regressão base com variáveis orçamentais desagregadas (2008-2013)-----	119
A.16. Funções resposta-impulso acumulada do produto às componentes da despesa e da receita, regressão base (1995-2007)-----	120
A.17. Funções resposta-impulso acumulada do produto às componentes da despesa e da receita, regressão base (2008-2013)-----	121
A.18. Regressão com reforma: redução do nível de proteção laboral (amostra completa) -----	122
A.19. Funções resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita: redução do nível de proteção laboral (amostra completa) -----	123
A.20. Regressão com reforma: aumento dos gastos com políticas ativas de emprego (amostra completa)-----	124



A.21. Funções resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita: aumento dos gastos com políticas ativas de emprego (amostra completa)-----	125
A.22. Regressão com reforma: redução dos benefícios ao desemprego (amostra completa) -----	126
A.23. Funções resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita: redução dos benefícios ao desemprego (amostra completa)-----	127
A.24. Regressão com reforma: redução do nível de regulação no mercado de produtos (amostra completa)-----	128
A.25. Funções resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita: redução do nível de regulação no mercado de produtos (amostra completa) -----	129
A.26. Regressão com reforma: aumento da idade média de reforma (amostra completa) -----	130
A.27. Funções resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita: aumento da idade média de reforma (amostra completa)-----	131
A.28. Regressão com reforma: alteração da estrutura tributária (amostra completa)	132
A.29. Funções resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita: alteração da estrutura tributária (amostra completa) -----	133
A.30. Regressão com reforma: todas as reformas (amostra completa)-----	134
A.31. Funções resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita: todas as reformas (amostra completa) -----	135
A.32. Regressão com reforma variáveis orçamentais desagregadas: todas as reformas (amostra completa)-----	136
A.33. Funções resposta-impulso acumulada do produto às variáveis da despesa e da receita: todas as reformas (amostra completa) -----	137
A.34. Regressão sem reformas (amostra com dívida elevada) -----	138
A.35. Funções resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita: regressão sem reformas (amostra com dívida elevada) -----	139
A.36. Regressão com reforma: todas as reformas (amostra com dívida elevada) --	140

A.37. Funções resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita: todas as reformas (amostra com dívida elevada) -----	141
A.38. Verificação da robustez: regressão com índice contínuo do nível de proteção laboral (amostra completa)-----	142
A.39. Verificação da robustez: regressão com índice contínuo do nível de regulação do mercado de produtos (amostra completa) -----	143
A.40. Verificação da robustez: função resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita, índice contínuo do nível de proteção laboral (amostra completa) -----	144
A.41. Verificação da robustez: função resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita, índice contínuo do nível de regulação do mercado de produtos (amostra completa)-----	145
A.42. Verificação da robustez: regressão com reforma, redução do nível de regulação no mercado de produtos (países acima da média) -----	146
A.43. Verificação da robustez: função resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita, redução do nível de regulação do mercado de produtos (países acima da média) -----	147
A.44. Verificação da robustez: regressão com reforma, redução do nível de regulação no mercado de produtos (países abaixo da média) -----	148
A.45. Verificação da robustez: função resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita, redução do nível de regulação do mercado de produtos (países abaixo da média) -----	149
A.46. Verificação da robustez: regressão com reforma, redução dos benefícios ao desemprego (países abaixo da média)-----	150
A.47. Verificação da robustez: função resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita, redução dos benefícios ao desemprego (países acima da média) -----	151
A.48. Verificação da robustez: regressão com reforma, redução dos benefícios ao desemprego (países abaixo da média)-----	152

A.49. Verificação da robustez: função resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita, redução dos benefícios ao desemprego (países abaixo da média)-----	153
---	-----

## Índice de Quadros

Quadro 1 – Síntese sobre os fatores determinantes da dimensão/sentido dos multiplicadores orçamentais -----	15
Quadro 2 – Síntese dos efeitos das reformas no multiplicador no longo prazo.-----	33
Quadro 3 – Síntese dos efeitos das reformas no multiplicador no curto prazo. -----	37
Quadro 4 – Indicadores de reformas estruturais, definições e fontes. -----	51
Quadro 5 – Critérios de dimensão para a identificação de choques reformistas -----	52
Quadro 6 – Teste de raiz unitária sobre as variáveis da regressão base.-----	55
Quadro 7 – Número ótimo de lags. -----	55
Quadro 8 – Teste de estabilidade da regressão base. -----	56
Quadro 9 – Multiplicadores orçamentais da despesa e receita pública, regressão base (amostra completa) -----	59
Quadro 10 – Multiplicadores orçamentais da despesa e receita pública (amostra completa, 1995-2007 e 2008-2013). -----	62
Quadro 11 - Multiplicadores orçamentais da despesa pública por componente (amostra completa).-----	64
Quadro 12 – Multiplicadores orçamentais da despesa pública por componente (amostra completa, 1995-2007 e 2008-2013). -----	66
Quadro 13 – Multiplicadores orçamentais da receita pública por componente (amostra completa).-----	68
Quadro 14 – Multiplicadores orçamentais da receita pública por componente (amostra completa, 1995-2007 e 2008-2013). -----	69
Quadro 15 – Efeitos da redução da proteção laboral sobre os multiplicadores orçamentais (amostra completa)-----	72
Quadro 16 – Efeitos do aumento dos gastos com PAE sobre os multiplicadores orçamentais (amostra completa).-----	74
Quadro 17 – Efeitos da redução nos benefícios ao desemprego sobre os multiplicadores orçamentais (amostra completa).-----	75
Quadro 18 – Efeitos da redução do nível de regulação do mercado de produtos sobre os multiplicadores orçamentais (amostra completa). -----	77

Quadro 19 – Efeitos do aumento da idade média de reforma sobre os multiplicadores orçamentais (amostra completa).-----	78
Quadro 20 – Efeitos das alterações no sistema tributário sobre os multiplicadores orçamentais (amostra completa).-----	80
Quadro 21 – Efeitos da introdução de todas reformas sobre os multiplicadores orçamentais (amostra completa).-----	81
Quadro 22 – Efeitos da introdução de todas reformas sobre os multiplicadores orçamentais (amostra completa).-----	83
Quadro 23 – Efeitos da introdução de uma reforma ao nível de proteção laboral e de regulação sobre o multiplicador da despesa, variável binária e contínua (amostra completa).-----	86
Quadro 24 – Efeitos da introdução de uma reforma no mercado de produto, sobre o multiplicador da despesa, para diferentes grupos de países (amostra completa). --	87
Quadro 25 – Efeitos da introdução de reforma dos benefícios aos desempregados sobre o multiplicador da despesa, para diferentes grupos de países (amostra completa). 88	

## Índice de Figuras

Figura 1 – Taxa de sindicalização na Finlândia e na média dos países da OCDE de 1991 até 2001 -----	14
Figura 2 – Funções resposta-impulso do produto relativamente à despesa e receita públicas, regressão base (amostra completa). -----	57
Figura 3 – Funções resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita públicas, regressão base (amostra completa). -----	57
Figura 4 – Funções resposta-impulso acumuladas do produto à despesa e à receita públicas, regressão base (amostra 1995-2007). -----	60
Figura 5 - Funções resposta-impulso acumuladas do produto à despesa e à receita públicas, regressão base (amostra 2008-2013)-----	60
Figura 6 – Funções resposta-impulso acumuladas do produto às diferentes componentes da despesa pública (amostra completa) -----	63
Figura 7 – Função resposta-impulso acumuladas do produto às diferentes componentes da receita pública (amostra completa)-----	67
Figura 8 – Comparação do impacto de diferentes medidas de reforma sobre o multiplicador da despesa pública-----	82

## **Abreviaturas**

**AE** – Área Euro

**AMECO** - Annual macro-economic database of the European Commission

**BD** – Benefícios aos Desempregados

**CE** – Comissão Europeia

**DSGE** – Dynamic Stochastic General Equilibrium (models)

**FMI** – Fundo Monetário Internacional

**IMR** – Idade Média de Reforma

**OCDE** – Organização para a Cooperação e Desenvolvimento

**PAE** – Políticas Ativas de Emprego

**PEC** – Pacto de Estabilidade e Crescimento

**PL**- Proteção Laboral

**RBC** – Real Business Cycle (models)

**RMP** – Regulação do Mercado de Produtos

**ST** – Sistema Tributário

**TR**- Todas as Reformas

**VAR**- Vetor Autoregressive (models)

**ZLB** – Zero Lower Bound

# 1. Introdução

Num contexto de *Zero Lower Bound* (ZLB), como se vive atualmente na Área do Euro (AE), onde a política monetária convencional se torna ineficaz para promover a estabilização económica, é importante discutir o papel e utilidade que a política orçamental discricionária pode ter para a prossecução desse objetivo, principalmente quando também se encontra limitada pela existência de regras orçamentais.

A forma como as autoridades de política económica utilizam a política orçamental deve ser fundamentada, tendo por base os efeitos esperados desta na economia real. Assim, foi desenvolvida, ao longo das últimas décadas, uma vasta literatura sobre multiplicadores orçamentais, estudando o seu comportamento sob diferentes pressupostos, cenários e enquadramentos económicos (Hebous, 2011). Tal estudo é essencial para melhor prever as consequências da política orçamental na economia real. Em última instância, uma melhor compreensão sobre os mecanismos de transmissão e os fatores que os influenciam, pode contribuir para o melhor desenho da política orçamental e, portanto, para um uso mais eficaz da mesma.

Recentemente, aquando da sua última revisão do Pacto de Estabilidade e Crescimento (PEC)<sup>1</sup>, a Comissão Europeia frisou a importância de reforçar a aplicação de reformas estruturais, dadas as suas potenciais ligações com a política orçamental, algo também identificado por autores como *e.g.*, Deroose e Turrini (2005) e Sajedi (2016). É, portanto, de primeira importância analisar a existência e o sentido destas ligações, por forma a melhor coordenar estas políticas. Neste contexto, importa investigar o impacto que as reformas estruturais podem ter na eficácia da política orçamental: serão as reformas estruturais capazes de causar alterações significativas nos determinantes do multiplicador orçamental, afetando os seus mecanismos de transmissão?

---

<sup>1</sup> Esta última revisão foi designada de “*SGP Flexibility 2015*”. Com esta revisão, a Comissão Europeia pretendeu alertar para a forte ligação entre reformas, investimento e política orçamental, enquanto potencial para fomentar o crescimento e o emprego. Assim, foi produzido um guião que pretende desenhar algumas linhas de orientação para os Estados Membros fazerem o melhor uso da flexibilidade prevista no Pacto de Estabilidade Orçamental, sem comprometer a sua responsabilidade orçamental. Para uma informação mais detalhada sobre esta revisão, consultar o comunicado da Comissão Europeia “*Making the best use of the flexibility within the existing rules of the Stability and Growth Pact*”, disponível em <http://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/ALL/?uri=CELEX:52015DC0012>.



Este trabalho, através de uma revisão crítica da literatura, tenta identificar mecanismos, diretos e indiretos, através dos quais as reformas estruturais se transmitem à dimensão dos multiplicadores orçamentais. Subsequentemente, e com base em dados para a Área do Euro, são estimados multiplicadores orçamentais em diferentes contextos estruturais, procurando estabelecer a relação entre a dimensão dos multiplicadores orçamentais e a implementação de diferentes tipos de reformas estruturais.

Os contributos para a literatura centram-se na conciliação dos contributos teóricos sobre fatores determinantes da dimensão dos multiplicadores orçamentais e nos impactos esperados de implementação de reformas estruturais, bem como na avaliação empírica da relação entre a aplicação de reformas estruturais e a eficácia da política orçamental (estimação de possíveis alterações na dimensão, ou mesmo no sentido, dos multiplicadores), algo que, tanto quanto sabemos, não existe na literatura, particularmente no contexto da Área do Euro. Este trabalho poderá também servir de apoio ao decisor de política económica, ao permitir um aprofundamento da discussão acerca dos fatores que condicionam a eficácia da política orçamental.

Na sequência da introdução, a secção 2 apresenta uma revisão de literatura dividida em 3 subsecções. A primeira diz respeito a uma revisão detalhada dos principais fatores estruturais e conjunturais que podem influenciar a dimensão ou mesmo o sentido do multiplicador orçamental. A segunda subsecção procura fazer uma revisão dos principais efeitos sobre a economia real da aplicação de um conjunto de reformas estruturais, evidenciando as diferenças entre médio-longo prazo e curto prazo. Na última subsecção, pretende-se estabelecer uma relação entre os dois pontos anteriores, elaborando hipóteses sobre a capacidade de as reformas influenciarem, por via dos seus efeitos na economia real, a dimensão ou sentido dos multiplicadores, sendo igualmente feita uma distinção entre o médio-longo e o curto prazo. A secção 3 apresenta a metodologia empírica adotada para este estudo, bem como as variáveis e as fontes estatísticas utilizadas. A última parte desta secção é dedicada à ilustração e discussão dos resultados obtidos com o trabalho empírico, procurando comprovar ou refutar as hipóteses levantadas no final da revisão de literatura. Por último, a secção 4 apresenta as principais conclusões.

## 2. Relação entre reformas estruturais e eficácia da política orçamental: uma revisão da literatura

A forma como as autoridades de política económica utilizam a política orçamental, deve ser devidamente fundamentada, tendo por base os efeitos esperados desta na economia real.

A avaliação da eficácia relativa dos diferentes instrumentos de política orçamental foi, provavelmente, um dos debates mais intenso da teoria económica. À data, as duas principais escolas de pensamento económico, Keynesiana e Neoclássica, discutiam a importância do tipo de consumidores (não Ricardianos ou Ricardianos, respetivamente) existentes na economia, na eficácia da política orçamental em afetar a economia real. Após um período de fraco desenvolvimento da literatura sobre a temática da política orçamental, com a grande recessão de 2008-2009, a erupção do fenómeno do ZLB e, em particular para a Europa, com a crise das dívidas soberanas, esta voltou para o palco principal do seio da comunidade científica<sup>2</sup> (Burriel *et al.*, 2010; Gonçalves, 2014; Pereira e Wemans, 2013). Pereira e Wemans (2013) acrescentam ainda que uma das principais motivações, para o renovado interesse pela política orçamental, prende-se com a avaliação dos impactos inerentes aos processos de consolidação orçamental que se iniciaram em várias economias. Neste sentido, tornou-se de primeira importância obter melhor informação sobre a dimensão e o sentido do multiplicador orçamental<sup>3</sup>.

Nos últimos anos, foi desenvolvida uma vasta literatura sobre multiplicadores orçamentais, estudando o seu comportamento sob diferentes cenários e enquadramentos económicos (Hebous, 2011). Este maior aprofundamento é essencial para melhor prever as consequências macroeconómicas da política orçamental e, potencialmente, ajudar as

---

<sup>2</sup> Após a recessão e a crise de dívidas soberanas, várias economias introduziram programas de estímulo orçamental (a Comissão Europeia, por exemplo, lançou o *European Economic Recovery Plan*). Na sequência da introdução destes planos tornou-se de primeira prioridade avaliar os impactos que estas medidas apresentaram sobre a economia real.

<sup>3</sup> Se uma economia apresentar, por exemplo, um multiplicador de menor dimensão ou mesmo negativo (na linha dos chamados efeitos não-Keynesianos da política orçamental), os efeitos negativos associados a um processo de consolidação orçamental podem ser minorados ou mesmo revertidos (consolidações expansionistas). Nesta situação, a introdução de um programa de consolidação pode ser uma boa solução, uma vez que os benefícios de médio/longo prazo devem, mais facilmente, anular os custos de curto prazo.

autoridades de política orçamental na sua definição. Não obstante, ainda não foi atingindo um pleno consenso quanto ao comportamento dos multiplicadores orçamentais, havendo um grande leque de estimativas para a dimensão e sentido dos mesmos (Ramey, 2011).

## **2.1.Fatores determinantes da dimensão e sentido dos multiplicadores orçamentais**

O conceito de multiplicador orçamental pode ser definido como a variação no produto, medida, por exemplo, pelo PIB real, induzida por uma variação unitária numa variável orçamental, como o consumo público ou o nível de imposto. Este pode ser calculado para diferentes horizontes temporais (Ilzetzki *et al.*, 2013). Quando o multiplicador é calculado no momento em que se dá o choque orçamental ( $t = 0$ )<sup>4</sup>, é denominado de multiplicador de impacto (*e.g.*, Batini *et al.*, 2014; Ilzetzki *et al.*, 2013). O multiplicador diz-se cumulativo quando é medido para um determinado momento  $t$  após o choque orçamental ( $t > 0$ ), e obtém-se efetuando a soma dos seus impactos ao longo do período em causa (*e.g.*, Batini *et al.*, 2014; Erceg e Lindé, 2014; Mountford e Uhlig, 2009). Um caso particular do multiplicador cumulativo é o multiplicador de longo prazo, observado à medida que o tempo se aproxima do infinito (Ilzetzki *et al.*, 2013). Pode ainda, ser diferenciado o multiplicador orçamental da receita e despesa, quando estes dizem respeito ao impacto sobre o produto, de uma alteração discricionária na receita (por exemplo, uma redução de impostos) ou na despesa (por exemplo, um aumento no consumo público), respetivamente (Batini *et al.*, 2014). Muitos autores como Burriel *et al.* (2010) ou Pereira e Wemans (2013) procuram, também, avaliar a forma como diferentes instrumentos da despesa pública (como o consumo ou o investimento) ou da receita (como impostos diretos ou indiretos), afetam a economia, calculando o multiplicador orçamental associado a cada uma destas rubricas.

A literatura existente é bastante clara na afirmação de que não existe, mesmo para cada instrumento de política orçamental, “o multiplicador orçamental” (*e.g.*, Hebous, 2011; Minea e Mustea, 2015; Müller, 2013). Desde logo, existe uma diferença

---

<sup>4</sup> Sendo  $t$  o tempo que decorre após a aplicação discricionária de um instrumento de política orçamental. Este pode variar entre 0 e  $\infty$ .

fundamental derivada da confrontação teórica entre a escola *Keynesiana* e a Clássica. A teoria *Keynesiana*, de acordo com o diagrama da cruz *keynesiana* (mantendo a taxa de juro constante), deriva o multiplicador dos gastos como o inverso da propensão marginal ao consumo, postulando assim um multiplicador orçamental positivo e, sob determinadas condições, superior a 1 (Ramey, 2011). Por seu lado, a teoria Clássica, sustentada no Princípio da Equivalência Ricardiana<sup>5</sup>, suporta a hipótese de um multiplicador orçamental nulo, ou seja, de uma política orçamental discricionária ineficaz (Hebous, 2011). Hebous (2011) dedica grande relevância às diferenças entre as teorias *Keynessiana* e Clássica, em particular ao tipo de consumidor implícito em diferentes modelos e a rigidez de preços. Quando o consumidor apresenta um comportamento *foward looking*<sup>6</sup>, característico do modelo clássico, as suas expectativas sobre o futuro vão afetar as suas decisões no presente

O multiplicador orçamental varia também com o contexto económico subjacente num determinado momento e/ou num determinado local (Müller, 2013). De acordo com Batini *et al.* (2014), a dimensão dos multiplicadores pode ser determinada por características estruturais específicas de uma economia, que influenciam a sua resposta a choques orçamentais em períodos normais e por fatores conjunturais e/ou temporários. Corsetti *et al.* (2012) e Ilzetzi *et al.* (2013) realçam também o papel do contexto/ambiente económico no comportamento do multiplicador orçamental.

Ao longo desta subsecção procurar-se-á seguir estes autores na exploração da relação entre a dimensão e sentido do multiplicador orçamental e o contexto económico subjacente, tentando sintetizar em que condições este pode potenciar, ou enfraquecer, os mecanismos de transmissão da política orçamental.

### **2.1.1. Fase do ciclo económico**

Tagkalakis (2008) estuda o efeito do ciclo económico na dimensão do multiplicador orçamental. Utilizando uma amostra de 19 países da OCDE, entre 1970 e

---

<sup>5</sup> Para mais informação ver Barro (1974).

<sup>6</sup> Perante um aumento dos gastos públicos, no período corrente, o consumidor *forward looking* antevê um aumento da carga fiscal no futuro. Assim, a política expansionista traduz-se num aumento da poupança privada (da oferta de trabalho e da taxa de juro) e não do consumo privado. Para uma explicação mais detalhada ver Hebous (2011)

2002, o autor conclui que a política orçamental é mais eficaz durante uma recessão do que em fases de expansão da economia, ou seja, que o multiplicador orçamental é tendencialmente superior em fases de recessão. A justificação depende, essencialmente, da resposta do consumo privado ao choque, via efeito riqueza. Segundo os modelos *Real Business Cycle* (RBC), é esperado um efeito riqueza negativo em resultado de uma política orçamental expansionista, sendo esta financiada por impostos no presente e futuro. O consumo privado vai reagir negativamente ao estímulo uma vez que o valor atual líquido do rendimento disponível vem menor. Perante a incerteza sobre o rendimento futuro, haverá uma maior tendência para poupar em vez de consumir. Durante uma recessão, o efeito riqueza, resultante de uma ação de política orçamental, é menor, uma vez que nesta fase do ciclo há uma maior fração de famílias e empresas que enfrentam restrições de liquidez, ou seja, maiores dificuldades em aceder a crédito junto dos agentes financeiros. Assim, o aumento do rendimento disponível do período, traduz-se num aumento do consumo privado, amplificando o efeito da política orçamental. A importância das restrições de liquidez dos agentes económicos é igualmente explorada, por exemplo, por Corsetti *et al.* (2012), numa aplicação ao caso concreto das crises financeiras.

Battini *et al.* (2014) concluem, à semelhança dos estudos já mencionados, que o multiplicador orçamental é superior em períodos de recessão. Um dos motivos apontados pelos autores prende-se com o facto de que durante uma recessão a economia afasta-se da plena utilização de recursos e, portanto, qualquer ação orçamental expansionista terá um impacto mais significativo na economia. Hernández de Cos e Moral-Benito (2013) afirmam que, no quadro da teoria *keynesiana*, quando a economia se encontra numa fase de subutilização de recursos produtivos, há uma menor probabilidade de os aumentos nos gastos públicos provocarem um efeito de *crowding-out* do consumo e do investimento privado. Battini *et al.* (2014) mostram também que quando uma economia se encontra numa fase de expansão, a eficácia de uma política orçamental expansionista é menor, uma vez que há um efeito de *crowding-out* da procura privada (via taxa de juro), que se traduz num aumento da poupança privada. O aumento da poupança privada surge como resposta ao aumento da taxa de juro nominal, em resultado da aplicação de uma política orçamental expansionista. Perante o aumento da taxa de juro, aumenta a atratividade da constituição de poupança em detrimento do

consumo. Este efeito é igualmente apontado por outros autores como Auerbach e Gorodnichenko (2013).

A assimetria de rigidez de preços ao longo do ciclo económico é outro fator apontado por autores como Christiano *et al.* (2011), Corsetti *et al.* (2012) ou Haltom e Sarte (2011). Em particular, Christiano *et al.* (2011) estudam os efeitos da política orçamental discricionária através de um modelo novo-*Keynesiano*. Perante um aumento dos gastos públicos e, portanto, da procura, nem todas as empresas conseguem ajustar os preços finais contemporaneamente, e as que não o conseguem fazer vão acabar por produzir uma quantidade que não se encontra ajustada, uma vez que, como os seus preços são relativamente mais baixos, a sua procura irá ser relativamente superior. Assim, para fazer face a elevada procura, terão que empregar mais *inputs* na produção. No entanto, estas vão necessitar de competir pelos seus *inputs* (*e.g.*, trabalho), tendo que pagar um preço superior para os obter (*e.g.*, maiores salários). Consequentemente, a sua margem de lucro reduz-se<sup>7</sup>, mas o aumento real dos salários conduz a uma maior oferta de trabalho, amplificando o efeito da política orçamental no produto. A questão da rigidez pode também ser analisada ao nível do mercado de trabalho. Auerbach e Gorodnichenko (2013) destacam que, na presença de mercados de trabalho rígidos, a variação cíclica dos multiplicadores orçamentais é amplificada. Ou seja, durante uma recessão, o elevado grau de rigidez do mercado de trabalho conduz a uma maior eficácia de uma política orçamental expansionista.

Bachaman e Sims (2012) apresentam um contributo sobre o efeito da confiança na transmissão da política orçamental à economia real. Os autores mostram que o efeito da confiança é superior em recessões e para horizontes temporais mais longos. Para os autores, este resultado parece indicar que choques nos gastos públicos, particularmente ao nível do investimento público, durante uma recessão, estimulam a produtividade no longo prazo. A confiança, segundo os autores, vai assumir um papel informativo, alertando os agentes económicos para o aumento esperado de produtividade no futuro, em resultado do choque orçamental expansionista.

---

<sup>7</sup> Nem todos os bens produzidos sofreram um aumento do preço. No entanto, o preço dos *inputs* aumentou.

### 2.1.2. Regime Cambial

O regime cambial adotado por uma dada economia influencia a dimensão do multiplicador orçamental. Batini *et al.* (2014) consideram que as economias sob um regime de câmbios mais flexíveis apresentam, por norma, multiplicadores orçamentais de menor dimensão, quando comparados com regimes cambiais mais rígidos. Ilzetzki *et al.* (2013) apresentam conclusões análogas. Estes últimos estimam multiplicadores orçamentais superiores à unidade no longo prazo em economias sob regimes cambiais mais rígidos, contrastando com multiplicadores orçamentais negativos, tanto no impacto como no longo prazo, no caso de economias com câmbios flexíveis. Para os autores, a justificação para este diferencial é, essencialmente, fruto do grau de acomodação monetária ao choque orçamental, ou seja, da resposta das autoridades de política monetária. Os resultados obtidos suportam as previsões do modelo Mundell-Fleming<sup>8</sup>. Segundo este modelo uma política orçamental expansionista conduz a um aumento da taxa de juro na economia, precipitando um influxo de capital estrangeiro. O aumento da procura de moeda nacional (por contraposição com o aumento da oferta de divisas) cria pressão para a sua apreciação. Perante este cenário, as autoridades de política monetária de uma economia em câmbios flexíveis não necessitam de expandir a oferta monetária por forma a acomodar o choque sobre a taxa de câmbio, como tem que acontecer em câmbios fixos (canal da acomodação monetária via intervenção cambial), permitindo a apreciação real. Esta apreciação conduz, no curto prazo, a uma redução das exportações e um aumento das importações (efeito *crowding-out* externo ilustrado no modelo Mundell-Fleming).

Corsetti *et al.* (2012) não encontra evidência para um multiplicador orçamental superior em países com câmbios fixos. Apesar dos autores especularem sobre o eventual papel que as preferências/comportamento dos consumidores têm sobre este resultado, consideram, no entanto, que tal se pode dever a outras características dos países inseridos na amostra utilizada.

---

<sup>8</sup> De acordo com o modelo Mundell-Fleming a política orçamental é eficaz no estímulo do produto em câmbios fixos e ineficaz em câmbios flexíveis (puros). Para informação mais detalhada sobre este modelo consultar, por exemplo, Burda e Wyplosz (2013).

### 2.1.3. Grau de abertura ao comércio internacional

O grau de abertura ao comércio internacional também pode conduzir a diferenças na dimensão do multiplicador orçamental. O mecanismo que conduz a um maior ou menor multiplicador neste contexto está intimamente relacionado com a propensão para a importação de uma economia<sup>9</sup> (Batini *et al.*, 2014).

O argumento que sustenta, em grande parte esta conclusão, é apresentado por vários autores como Erceg *et al.* (2010)<sup>10</sup> ou Ilzetzi *et al.* (2013). Segundo estes, quanto maior for o grau de abertura ao exterior ou de integração económica, maior será a propensão marginal das famílias e das empresas em consumirem bens (ou serviços) estrangeiros. Assim sendo, perante uma política orçamental expansionista, parte do aumento da procura agregada vai ser satisfeita por um aumento das importações, diminuindo o seu impacto sobre o produto interno. A eficácia da política orçamental é menor, em resultado da maior fuga para importações.

### 2.1.4. Episódio de *Zero Lower Bound* (ZLB)/ Armadilha da liquidez

Outro fator que pode, potencialmente, afetar a dimensão do multiplicador orçamental e que, nos anos mais recentes, se tornou um dos principais objetos de estudo na área é a situação de ZLB.

Na sequência da grande recessão de 2008-2009, algumas das economias mais avançadas do mundo (nomeadamente os Estados Unidos e o conjunto de países da Área Euro) deparam-se com a situação de ZLB, já caracterizadora do contexto económico japonês desde os anos 1990. Este raro fenómeno económico é caracterizado pela proximidade da taxa de juro nominal do seu limite teórico inferior, zero. Perante este cenário a política monetária torna-se ineficaz, ou seja, as autoridades de política monetária não podem utilizar a política monetária convencional para estimular a

---

<sup>9</sup> A propensão para importar é menor para grandes economias e economias parcial ou totalmente fechadas ao exterior.

<sup>10</sup> Este argumento tem por base o modelo Mundell-Fleming tradicional.



economia, como seria espectável num contexto de recessão (Erceg e Lindé, 2014; Haltom e Sarte, 2011).

Neste contexto, a eficácia da política orçamental, segundo os resultados de vários estudos, é superior, com o multiplicador orçamental a superar a sua dimensão dita normal (*e.g.*, Battini *et al.*, 2014; Erceg e Lindé, 2014; Haltom e Sarte, 2011; Müller, 2013). De acordo com Haltom e Sarte (2011), uma política orçamental expansionista<sup>11</sup> conduz, como esperado, a um aumento do produto, bem como um aumento dos custos marginais das empresas e da inflação esperada<sup>12</sup>. No entanto (e diferentemente do que sucederia sob condições normais), dado que a taxa de juro nominal se encontra próxima de zero, o aumento da inflação esperada faz diminuir a taxa de juro real<sup>13</sup>, desincentivando a poupança e estimulando ainda mais, tanto o consumo privado como o investimento.

Christiano *et al.* (2011) e Erceg e Lindé (2014) apontam um conjunto de fatores que pode condicionar este mecanismo de transmissão que aumenta a eficácia da política orçamental. A duração esperada, pelos agentes económicos, do episódio de ZLB, bem como a sua gravidade, influenciam positivamente a dimensão do multiplicador orçamental. Erceg e Lindé (2014) encontram também evidência de que o multiplicador orçamental diminui com a dimensão/duração das políticas orçamentais expansionistas, uma vez que o seu impacto marginal na economia vai progressivamente diminuindo. Os autores justificam este comportamento com a formação de expectativas nas famílias e empresas de que o aumento dos gastos públicos se irá perpetuar no futuro, criando necessidade para aumento da poupança e adiamento do consumo.

### **2.1.5. Grau de solidez das contas públicas**

A robustez das contas públicas de uma determinada economia pode condicionar a dimensão ou mesmo o sentido do multiplicador orçamental. Economias com níveis de dívida pública mais elevados apresentam, em geral, multiplicadores orçamentais

---

<sup>11</sup> Neste caso, assume-se um aumento dos gastos públicos como política orçamental expansionista.

<sup>12</sup> O mecanismo descrito é em tudo semelhante ao descrito no ponto relativo ao ciclo económico relativo a rigidez nominal de preços.

<sup>13</sup> A taxa de juro real é obtida pelo diferencial entre a taxa de juro nominal e a taxa de inflação, pela equação de Fisher.

menores (e.g., Batini *et al.*, 2014; Ilzetzki *et al.*, 2013; Huidrom *et al.*, 2016; Perotti, 1999; Warmedinger *et al.*, 2015). Burriel *et al.* (2010) encontram também evidências para que a persistência do multiplicador seja superior num contexto de maior solidez das contas públicas. Em determinadas situações de forte endividamento pode mesmo acontecer que uma política orçamental expansionista seja contraprodutiva, ou seja, o multiplicador orçamental da despesa pública apresenta um valor negativo.

Burriel *et al.* (2010) e Ilzetzki *et al.* (2013) justificam este resultado com a importância da sustentabilidade das contas públicas na resposta do produto às ações de política orçamental discricionária. Perante um aumento dos gastos públicos, numa economia que apresente elevados níveis de endividamento (público), os agentes económicos vão antecipar uma política orçamental (muito) restritiva no futuro (por exemplo, aumento de impostos). Esta antecipação conduz a que o efeito dos gastos públicos no produto seja inferior ou mesmo contrário (diminuição do produto) ao esperado. Huidrom *et al.* (2016)<sup>14</sup> apresentam conclusões semelhantes ao invocar os efeitos do canal Ricardiano na eficácia da política orçamental.

Huidrom *et al.* (2016) acrescentam ainda que a menor eficácia de uma política orçamental expansionista num ambiente de elevado endividamento público, deve-se igualmente à ação do canal da taxa de juro. Perante um aumento dos gastos públicos, os investidores vão ter uma perceção de maior risco, aumentando o prémio de risco soberano. Com o aumento do custo do financiamento há um efeito de *crowding out* do investimento e do consumo privado.

Müller (2013) procura encontrar evidência para a ideia, popularmente enraizada, de que políticas de austeridade orçamental durante uma crise financeira são “autodestrutivas”<sup>15</sup>, ou seja, que podem conduzir a uma forte redução na atividade económica de um país. Contrariamente à ideia supramencionada, o autor mostra que se a política monetária convencional for ineficaz e se o prémio de risco soberano for sensível à situação das contas públicas de uma economia, então o multiplicador orçamental é inferior (ou mesmo negativo, em situações extremas) quando o

---

<sup>14</sup> No seu estudo os autores adotam o conceito de “*fiscal position*”, isto é, o espaço que o Governo de cada país tem para utilizar a política orçamental de forma discricionária. Os autores afirmam que o multiplicador orçamental é maior quando o Governo tem uma posição forte, ou seja, quando tanto a dívida como o défice são baixos.

<sup>15</sup> Este argumento centra-se no facto de o multiplicador orçamental ser, por via de regra, superior em períodos de crise financeira, especificamente durante um evento de ZLB.

endividamento público é elevado. A justificação apresentada prende-se com o comportamento do prémio de risco soberano que, ao aumentar, aumenta os custos de financiamento da economia.

Os processos de consolidação orçamental ocorrem, em geral, num momento em que uma dada economia apresenta elevados níveis de endividamento público (Corsetti *et al.* 2012). Na sequência desta constatação, surgiram vários estudos sobre os denominados efeitos não Keynesianos das consolidações orçamentais (particularmente centrados nos episódios da Dinamarca e da Irlanda, na década de 1980)<sup>16</sup>. Para além dos efeitos relacionados com o canal Ricardiano e o canal do prémio de risco, autores como Alesina e Ardagna (2013), reforçam o papel que a credibilidade de um Governo e a confiança dos agentes económicos no mesmo têm para a verificação destes episódios de consolidações expansionistas. Em economias onde os indicadores das contas públicas se encontram degradados, a introdução de medidas de consolidação pode ser entendida pelos agentes como uma alteração no rumo, em matéria da condução política, dos respetivos governantes, aumentando a sua confiança, conduzindo, conseqüentemente, a um aumento do consumo e do investimento privado.

### **2.1.6. Estabilizadores automáticos**

O grau de atividade/dimensão dos estabilizadores automáticos de uma economia pode também condicionar a eficácia da política orçamental. Segundo Burda e Wyplosz (2013), os estabilizadores automáticos são rubricas do orçamento (como, por exemplo, impostos sobre o rendimento ou subsídio de desemprego) que reagem de forma automática à situação económica, reduzindo a amplitude do ciclo económico. A eficácia do papel dos estabilizadores automáticos está dependente da premissa que os consumidores reagem às variações temporárias no rendimento disponível. Existem, no entanto, figuras da comunidade científica económica, como Milton Friedman, que acreditam que o consumo não reage de forma significativa a choques não permanentes no rendimento disponível, uma vez que as famílias procuram alisar o seu nível de consumo ao longo da vida. Assim, de acordo com a teoria do rendimento permanente,

---

<sup>16</sup> Para uma informação mais detalhada sobre este tema, consultar, por exemplo, Afonso e Jalles (2011), Alesina e Ardagna (1998) ou Giavazzi e Pagano (1990).

os estabilizadores automáticos têm um papel praticamente irrelevante na economia (Friedman, 1957).

Batini *et al.* (2014) consideram que quanto maior for a dimensão dos estabilizadores automáticos (*e.g.*, maiores taxas de imposto ou maior generosidade do subsídio de desemprego), menor será a dimensão dos multiplicadores orçamentais e, portanto, menos eficaz será a política orçamental, uma vez que parte do choque orçamental é atenuada pela resposta mecânica de rubricas como as transferências ou os impostos.

Para Dolls *et al.* (2012), a capacidade de os estabilizadores automáticos atenuarem um choque depende, por um lado do grau de progressividade dos impostos sobre o rendimento, sendo que quanto mais progressivo maior a dimensão do estabilizador e, por outro, da existência de restrições de liquidez para as famílias. Quando as famílias estão sujeitas a fortes restrições de liquidez, o efeito dos estabilizadores automáticos é maior uma vez que há uma relação mais forte entre o rendimento disponível e o consumo presente. Nas suas conclusões, Dolls *et al.* (2012) afirmam que economias com maior grau de abertura ao exterior e com elevados níveis de endividamento apresentam efeitos superiores associados aos estabilizadores automáticos. Os autores afirmam também que, durante a recente crise económica, as autoridades de política económica não tiveram em consideração a ação plena dos estabilizadores automáticos, acabando por implementar estímulos orçamentais subdimensionados.

### **2.1.7. Características do mercado de trabalho**

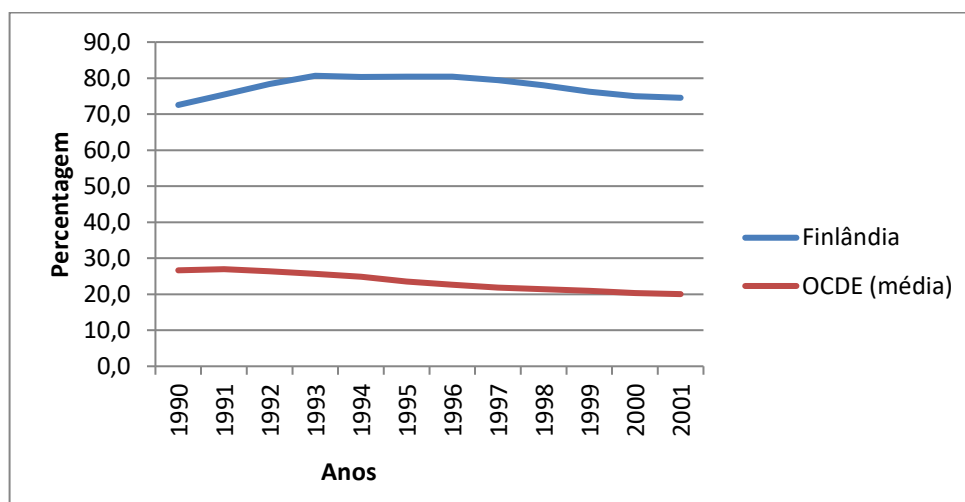
As características do mercado de trabalho de um país, em particular o seu grau de rigidez, podem condicionar a dimensão dos seus multiplicadores orçamentais. Battini *et al.* (2014) apontam para multiplicadores orçamentais de maior dimensão, quando o mercado de trabalho de um dado país é mais rígido.

A rigidez do mercado de trabalho pode ser avaliada por um conjunto de fatores. Um mercado de trabalho é tido como rígido quando apresenta, por exemplo, uma maior regulação laboral ou um maior poder negocial por parte dos sindicatos. Para Battini *et al.* (2014), quando esta maior rigidez se traduz numa menor flexibilidade dos salários,

então a eficácia da política orçamental vem reforçada, isto é, o multiplicador orçamental é superior, dada a maior dificuldade de ajustamentos da economia a choques<sup>17</sup>.

Gorodnichenko *et al.* (2012) analisam a grande depressão na economia finlandesa, na sequência do colapso da União Soviética, atendendo em particular às características do mercado de trabalho, que no início da década de 1990 apresentava um elevado grau de sindicalização, como é visível na Figura 1. Um maior grau de sindicalização está, por norma, associado, por um lado, a um aumento salarial em períodos de boa performance económica, e por outro a uma aversão à baixa salarial em períodos de fraca performance.

**Figura 1 – Taxa de sindicalização<sup>18</sup> na Finlândia e na média dos países da OCDE de 1991 até 2001**



Fonte: "Trade Unions: Trade union density", *OECD Employment and Labour Market Statistics* database-consultado a 25 de Abril de 2017. Elaborado pela autora.

No seu estudo, Gorodnichenko *et al.* (2012) concluem que a rigidez salarial amplifica a contração (gerada pela recessão) da procura no curto prazo. A explicação passa por um mecanismo em que, perante a diminuição do consumo privado, e uma vez que há rigidez salarial, as empresas vão reduzir a sua procura por trabalho, amplificando

<sup>17</sup> Ver mecanismo descrito no ponto referente a fase do ciclo económico.

<sup>18</sup> Corresponde ao rácio entre o número de trabalhadores assalariados membros de um sindicato, e o total de trabalhadores assalariados de uma economia.

assim o efeito da recessão. Para os autores, este mecanismo<sup>19</sup> conduz a multiplicadores orçamentais de maior dimensão.

Cole e Ohanian (2004) chegam a conclusões semelhantes. No seu estudo, os autores analisam o impacto do mercado de trabalho Norte-Americano no período da Grande Depressão. Os autores afirmam que a introdução das políticas do *New Deal* conduziu a um aumento significativo da rigidez do mercado de trabalho Norte-Americano (bem como uma diminuição da liberalização do mercado de bens e serviços) que, por sua vez, amplificaram os efeitos da recessão.

O Quadro 1 sintetiza as principais conclusões sobre os diferentes fatores determinantes da dimensão/sentido multiplicador orçamental.

**Quadro 1 – Síntese sobre os fatores determinantes da dimensão/sentido dos multiplicadores orçamentais**

Determinante	Efeito esperado	Mecanismos
Fase do ciclo económico	Multiplicador orçamental de maior dimensão durante uma recessão do que em fases de expansão da economia	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Resposta do consumo privado ao choque (efeito riqueza) _ Tagkalakis (2008);</li> <li>• Subutilização de recursos produtivos (menor probabilidade de os aumentos nos gastos públicos provocarem um efeito de <i>crowding-out</i> do consumo e do investimento privado) _ Hernández de Cos e Moral-Benito (2013);</li> <li>• <i>Crowding-out</i> da procura privada (taxa de juro) _ Battini <i>et al.</i> (2014);</li> <li>• Assimetria de rigidez de preços_ <i>e.g.</i>, Christiano <i>et al.</i>, 2011);</li> <li>• Efeito da confiança/papel informativo dos gastos públicos_ Bachaman e Sims (2012).</li> </ul>

<sup>19</sup> Ao qual acresce o aumento dos custos de produção em resultado da quebra comercial entre a Finlândia e a União Soviética, neste contexto específico.

**Quadro 1 (continuação) – Síntese sobre os fatores determinantes da  
dimensão/sentido dos multiplicadores orçamentais**

<b>Determinante</b>	<b>Efeito esperado</b>	<b>Mecanismos</b>
Regime cambial	Multiplicador orçamental de maior dimensão em regimes de câmbios mais fixos	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Canal da acomodação monetária via intervenção cambial_ <i>e.g.</i>, Ilzetzki <i>et al.</i> (2013).</li> </ul>
Grau de abertura ao comércio internacional	Multiplicador orçamental de menor dimensão em economias com maior grau de abertura ao exterior	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Maior propensão marginal das famílias e das empresas em consumirem bens/serviços estrangeiros (fuga para importações) _ <i>e.g.</i>, Erceg <i>et al.</i> (2010).</li> </ul>
Episódio de ZLB/Armadilha da liquidez	Multiplicador orçamental de maior dimensão num contexto de ZLB	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Estimulo ao consumo privado/investimento (redução da taxa de juro real) _ <i>e.g.</i>, Haltom e Sarte (2011).</li> </ul>
Grau de solidez das contas públicas	Multiplicador orçamental de menor dimensão em economias com maiores níveis de dívida pública	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Canal Ricardiano na eficácia da política orçamental_ <i>e.g.</i>, Burriel <i>et al.</i> (2010);</li> <li>• <i>crowding out</i> do investimento e do consumo privado (aumento do custo do financiamento devido à perceção de maior risco) <i>e.g.</i>, Huidrom <i>et al.</i> (2016);</li> <li>• Possíveis efeitos não Keynesianos das consolidações orçamentais_ <i>e.g.</i>, Alesina e Ardagna (2013)</li> </ul>

**Quadro 1 (continuação) – Síntese sobre os fatores determinantes da  
dimensão/sentido dos multiplicadores orçamentais**

<b>Determinante</b>	<b>Efeito esperado</b>	<b>Mecanismos</b>
Estabilizadores automáticos	Multiplicador orçamental de menor dimensão em economias com maior dimensão dos estabilizadores automáticos	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Atenuação de parte do choque orçamental pela resposta mecânica de algumas rubricas orçamentais_ Batini <i>et al.</i> (2014).</li> </ul>
Características do mercado de trabalho	Multiplicador orçamental de maior dimensão em economias com mercados de trabalho mais rígidos	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Rigidez salarial à baixa (devido, por exemplo, a elevadas taxas de sindicalização) _ Gorodnichenko <i>et al.</i> (2012);</li> <li>• Dificuldade de ajustamento à conjuntura económica_ Batini <i>et al.</i> (2014).</li> </ul>

## **2.2.Os efeitos esperados da introdução de reformas estruturais**

### **2.2.1. O conceito de reforma estrutural e algumas considerações iniciais**

As reformas estruturais são definidas como um conjunto de políticas que visam afetar o funcionamento das instituições económicas, podendo estar direcionadas para a modificação do funcionamento dos mercados, ou para a alteração do funcionamento das instituições públicas, apresentando efeitos duradouros no tempo (Deroose e Turrini, 2005). De acordo com a Comissão Europeia (CE), as reformas estruturais permitem, entre outros, reduzir os obstáculos ao crescimento económico<sup>20</sup>.

De acordo com Alcidi *et al.* (2016), as economias europeias têm como principais objetivos o crescimento do produto e emprego, bem como a sustentabilidade das contas

<sup>20</sup>[http://ec.europa.eu/economy\\_finance/structural\\_reforms/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/economy_finance/structural_reforms/index_en.htm).



públicas. Com vista ao cumprimento destes objetivos, a estratégia europeia coloca como prioritárias reformas no mercado de trabalho, reformas no mercado de produtos, reformas fiscais, e também reformas no ensino, no sistema de pensões e incentivos à inovação (Fundo Monetário Internacional, 2015; 2016).

A avaliação dos impactos das reformas estruturais é uma tarefa complexa e com um grande nível de incerteza. Fatás (2015) procura fazer uma avaliação crítica das diferentes técnicas usadas. Segundo o autor, a maioria da literatura recorre a evidência indireta. Nesses estudos procura-se averiguar os benefícios associados às reformas estruturais num contexto onde se assume que os países são capazes de eliminar ou reduzir diferenciais, por exemplo, ao nível da produtividade. Apesar de úteis para identificar áreas onde haja lugar para implementar reformas estruturais, este tipo de análise não fornece informação sobre o seu real impacto. Outro tipo de análise muito comum passa pela simulação destas reformas estruturais em modelos macroeconómicos (*e.g.*, Bouis e Duval, 2011; Eggertsson *et al.*, 2014). No entanto, esta técnica recorre a pressuposto que assumem a existência de benefícios inerentes a introdução de reformas, acabando por obter resultados muito favoráveis. Cacciatore *et al.* (2012) utilizam um modelo DSGE para estudar o período de transição entre *steady states*, antes e após a introdução de uma reforma. Os autores alertam para potenciais riscos na interpretação dos resultados, nomeadamente, os pressupostos de agentes *forward looking* e com expectativas racionais, não considerando potenciais efeitos das reformas sobre incerteza do rendimento e sobre a poupança, podendo haver lugar a uma sobrestimação dos ganhos de curto prazo das mesmas. Por último, a realização de uma análise empírica dos resultados diretos das reformas é, na perspetiva do autor, a melhor prática. No entanto, esta apresenta um conjunto de dificuldades que condiciona a sua utilização, nomeadamente os problemas da identificação, caracterização e medição das reformas: por exemplo, a aplicação simultânea de outras políticas de curto prazo pode ser uma agravante à identificação dos efeitos puros de uma reforma (Banco Central Europeu, 2015; Bordon *et al.*, 2016), bem como a interação entre as reformas e o contexto económico subjacente. Por exemplo, a sequencialidade e a introdução de pacotes de reformas mais abrangentes, tendem a apresentar melhores resultados (*e.g.*, Fatás, 2015; Fundo Monetário Internacional, 2015). Fatás (2015) mostra que o impacto das reformas será tanto maior quanto pior for a situação inicial do país. O momento em que a reforma

é introduzida é igualmente importante (*e.g.*, Bouis *et al.*, 2012; Fatás, 2015; Fundo Monetário Internacional, 2016; Turrini *et al.*, 2015). Eggertsson *et al.* (2014) mostram que, na presença de ZLB, a introdução de reformas pode mesmo ser contraproducente.

### 2.2.2. Efeitos esperados das reformas estruturais no longo prazo

Ainda que tendo presente as dificuldades supramencionadas, os efeitos de longo prazo das reformas são uma temática de grande consenso (*e.g.*, Bordon *et al.*, 2016; Cacciatore *et al.*, 2012). Bouis e Duval (2011) procuram avaliar os ganhos potenciais destas reformas. No que respeita ao mercado de produtos, os autores mostram que a introdução de melhores práticas de regulação que fomentem a competição, em particular nos setores *up-stream*<sup>21</sup>, pode conduzir a um aumento de produtividade generalizado na economia. Este fenómeno é explicado de acordo com a teoria de crescimento endógeno, segundo a qual, se houver falta de competição nos setores *up-stream*, o preço dos *inputs* aumentará. Estes *inputs* são os bens intermédios dos setores *down-stream*, e um aumento do seu preço traduz-se na diminuição da inovação nestes setores, afetando a competitividade da economia como um todo. Segundo o Fundo Monetário Internacional (2016) este tipo de reforma regulatória está fortemente associado a medidas que facilitem a entrada de novas empresas, desde logo: (i) diminuição da burocracia administrativa, diminuindo o consumo desnecessário de recursos que poderiam ser empregues na atividade produtiva; (ii) redução das barreiras à entrada de capital estrangeiro; (iii) incremento de uma maior participação no comércio internacional. Para o Fundo Monetário Internacional (2016), este tipo de reformas visa não só estimular a produtividade e competitividade das empresas, mas também aumentar o emprego na economia, uma vez que a diminuição das barreiras à entrada pode potenciar a criação de novas empresas, e consequentemente de postos de trabalho.

Autores como Banerji *et al.* (2017) e Cacciatore *et al.* (2012) mostram que, não obstante a generalidade das reformas demorem algum tempo até materializar os seus efeitos positivos sobre o produto, consumo e emprego, as reformas no mercado dos

---

<sup>21</sup> Setores *up-stream* designam o conjunto de setores que fornecem *inputs*, como a produção de eletricidade, aos restantes setores da economia. Os setores *down-stream* são os que recebem estes *inputs* (bens intermédios) para a sua atividade produtiva.

produtos são relativamente mais demoradas, mas os seus efeitos tendem a ser mais significativos, quando comparadas com reformas no mercado laboral. Faini *et al.* (2006) reforçam os efeitos positivos da desregulação do mercado de produtos na produtividade, particularmente no setor dos serviços, resultantes de melhores práticas de alocação de recursos. No entanto, os autores apresentam algumas reservas no que respeita aos efeitos positivos que a desregulação pode ter ao nível do emprego e dos preços. Para os autores, a verificação destes efeitos está parcialmente dependente do setor de atividade. Quando se trata de um setor onde há uma propensão natural para a existência de maior competição, como as telecomunicações, é expectável que haja uma diminuição dos preços e um aumento do emprego. Contrariamente, setores onde a inovação seja limitada ou onde se verificam mais condições para a existência de monopólios naturais, tendem a não apresentar os efeitos supramencionados. O Fundo Monetário Internacional (2016) menciona também a possível volatilidade dos resultados em função da qualidade das finanças da empresa.

As reformas que visam alterações de regulação do mercado de produtos, por si só, tendem a conduzir a um maior investimento e entrada de capital direto estrangeiro, uma vez que promovem um ambiente mais estável e previsível<sup>22</sup> e, portanto, permitem reduzir o nível de incerteza associado aos projetos de investimento (*e.g.*, Faini *et al.*, 2006; Fundo Monetário Internacional 2015; 2016). Kerdrain *et al.* (2010) procuram analisar os canais através dos quais as reformas afetam o investimento. Segundo os autores a introdução de reformas no mercado de produtos que permitam reduzir o custo dos fatores de produção (por exemplo, a redução dos custos dos bens intermédios), podem aumentar a taxa de investimento, uma vez que a margem de lucro esperada dos projetos de investimento aumenta. Alesina *et al.* (2005) apresentam conclusões idênticas, apontando adicionalmente para o papel que uma maior taxa de rentabilidade (enquanto medida de desregulação do mercado) pode ter na procura relativa de capital face a trabalho, incentivando o investimento.

Também a introdução de reformas que melhorem o acesso ao financiamento (por exemplo, simplificação de processos burocráticos) por parte das empresas promovem

---

<sup>22</sup> Para Faini *et al.* (2006) é fundamental para a estabilidade e previsibilidade que as reformas regulatórias promovam e consolidem a independência da entidade reguladora.

uma maior eficiência na alocação dos recursos, bem como a manutenção da sustentabilidade financeira das empresas<sup>23</sup> (*e.g.*, Banco Central Europeu, 2015).

A redução no nível de proteção laboral dos trabalhadores é igualmente vista como promotora de uma maior eficiência na alocação de recursos das empresas, fomentando a produtividade (*e.g.*, Bouis e Duval, 2011; Fundo Monetário Internacional 2015; 2016). O Fundo Monetário Internacional (2015) enfatiza que um elevado grau de rigidez no mercado de trabalho pode condicionar fortemente a estabilidade de uma economia. A limitação da rigidez neste mercado (por exemplo, devido ao poder negocial dos trabalhadores/sindicatos ou aos elevados dos custos de despedimento) pode melhorar o processo de alocação de recursos na economia, em particular no processo de ajustamento a choques (*e.g.*, Bassanini *et al.*, 2009; Bouis e Duval, 2011). Perante um nível elevado de proteção laboral, as empresas que enfrentem, por exemplo, uma alteração tecnológica ou uma alteração na procura, que requeira uma realocação ou redução da mão-de-obra, terão maior dificuldade em fazê-lo. Tal pode traduzir-se numa menor eficiência no uso dos recursos e, conseqüentemente, numa quebra na produtividade. Cacciatore *et al.* (2012) mostra que uma maior flexibilização do mercado de trabalho que permita reduzir o salário real dos trabalhadores (por exemplo, diminuindo o seu poder negocial) e diminuir os custos esperados dos despedimentos, pode conduzir a um aumento do emprego e da produtividade das empresas, sensivelmente dois anos após a introdução da reforma. Kerdrain *et al.* (2010) afirmam que a diminuição da proteção laboral pode, no entanto, conduzir a um efeito ambíguo sobre a taxa de poupança das famílias. Por um lado, uma menor proteção laboral aumenta o risco de desemprego, levando a um crescimento das poupanças por motivos de precaução, face a um eventual aumento da probabilidade de enfrentar uma situação de desemprego no futuro. Em sentido oposto, o aumento do *turnover* laboral tende a diminuir a duração esperada do desemprego, conduzindo a menor poupança por motivos de precaução.

A redução dos benefícios aos desempregados (em particular o subsídio de desemprego) permitem incentivar o processo de *job-search*<sup>24</sup> e diminuir o salário de

---

<sup>23</sup> Uma melhor sustentabilidade das empresas pode se traduzir-se num aumento das receitas do estado no longo prazo (Banco Central Europeu, 2015).

mercado, uma vez que faz diminuir o salário residual (Bouis e Duval, 2011). A redução do salário de mercado é também relevante para a promoção de uma desvalorização interna. Alcidi *et al.* (2016), mostram que através de uma redução salarial, e consequente redução dos custos de produção, é possível reduzir os preços domésticos. Esta redução permite um ganho de competitividade face ao exterior, aumentando as exportações e diminuindo as importações, contribuindo para a melhoria da balança comercial. Adicionalmente, a introdução de políticas ativas de emprego pode melhorar o processo de *job search* e de *matching*<sup>25</sup>, contribuindo para um aumento duradouro no nível de emprego (*e.g.*, Fundo Monetário Internacional, 2015; 2016), bem como para o aumento do consumo e do produto (Cacciatore *et al.*, 2012). Este tipo de políticas de emprego tem como objetivo melhorar o funcionamento do mercado de trabalho, facilitando a afetação de trabalhadores aos postos de trabalho e corrigir potenciais efeitos adversos resultantes do sistema de apoio ao desemprego. Assim, estas visam não só a prevalência do trabalhador no mercado de trabalho mas, também, e sobretudo, agilizar a sua reintegração. Alguns exemplos destas políticas são a formação ou a subsidiação do emprego<sup>26</sup>.

Ebeke (2017) estuda o impacto que a introdução de reformas ao nível do mercado de trabalho<sup>27</sup> tem sobre a taxa de juro das obrigações soberanas. O autor conclui que a introdução deste tipo de medidas conduz, em média, a uma redução da taxa de juro e, portanto, dos custos de financiamento da economia, uma vez que os investidores valorizam a adoção de reformas estruturais. No entanto, este comportamento dos investidores varia com as condições económicas vigentes num determinado momento e/ou país. Ebeke (2017) mostra que os efeitos sobre o custo de financiamento são superiores quando as reformas são introduzidas em períodos normais

---

<sup>24</sup> O mercado de trabalho apresenta informação incompleta e imperfeita, pelo que há um custo associado à procura de informação, tanto pela parte das empresas, como pelos trabalhadores. No caso deste último, a decisão de aceitar ou não um emprego passa por uma análise custo-benefício. Assim sendo, quanto mais generosos forem os benefícios ao desemprego, menor a desutilidade que um indivíduo retira do desemprego, conduzindo a um aumento do desemprego (ou da sua duração). Para uma revisão mais completa sobre este tema ver, por exemplo, o artigo seminal de McCall (1970).

<sup>25</sup> O processo de *matching* refere-se ao encontro entre empregadores e trabalhadores no mercado de trabalho.

<sup>26</sup> Para mais informação sobre o tema ver, por exemplo, Card *et al.* (2010)

<sup>27</sup> O autor considera como reformas do mercado de trabalho medidas como a redução do nível de proteção laboral, o aumento dos gastos em políticas ativas de emprego (PAE) e a diminuição dos benefícios ao desemprego.

(ou seja, fora de recessões) e em economias que apresentem níveis de endividamento reduzidos. Contrariamente, a implementação de reformas pode não surtir os efeitos desejados quando introduzidas em períodos de contração económica, podendo mesmo conduzir a um aumento da taxa de juro soberana.

Bouis e Duval (2011) encontram evidência que aponta para ganhos ao nível do emprego e da competitividade com a introdução gradual de reformas na tributação, que passem pela redução da carga fiscal sobre o trabalho, ou que alterem a tributação para esquemas que gerem menos distorções<sup>28</sup> como, por exemplo, a substituição de impostos sobre o trabalho por impostos sobre a propriedade, permitindo uma redução do custo do trabalho. Esta posição é também subscrita pelo Fundo Monetário Internacional (2016), entre outros. Bouis e Duval (2011) mencionam também o potencial ganho, no que respeita à dimensão das receitas fiscais, em resultado do aumento da base de incidência fiscal<sup>29</sup>. Por último, as reformas respeitantes aos sistemas de pensões que procurem, por exemplo, aumentar a idade da reforma dos trabalhadores ou uma diminuição dos custos fiscais de permanecer em atividade, permitem, por um lado, melhorar a sustentabilidade das contas públicas, uma vez que conduzem a uma diminuição da despesa inerente ao pagamento de pensões, e, por outro, aumentar o emprego (em particular entre a população mais idosa), o que induz um aumento da receita proveniente de impostos sobre o trabalho (*e.g.*, Banco Central Europeu, 2015; Bouis e Duval, 2011; Fundo Monetário Internacional, 2016). Kerdrain *et al.* (2010) mostra que a alteração do perfil de rendimento ao longo da vida do trabalhador, em resultado, por exemplo, de um aumento da idade mínima da reforma, pode levar a uma diminuição da taxa de poupança, uma vez que os trabalhadores antecipam um maior número de anos para acumular as suas poupanças. No entanto, se a reforma passar por uma redução do valor da pensão atribuída a cada trabalhador, será de esperar um aumento da taxa de poupança, como meio de atenuar a perda de rendimento no futuro<sup>30</sup>.

---

<sup>28</sup> Os impostos geram distorções quando violam as condições de eficiência social. Nestas condições, os preços deixam de representar os verdadeiros custos e benefícios e há lugar a um desvio da alocação socialmente ótima.

<sup>29</sup> O potencial aumento do emprego fruto da redução da carga fiscal sobre o trabalho vai aumentar, no longo prazo, o número de indivíduos sobre os quais incide a coleta do imposto.

<sup>30</sup> As reformas do sistema tributário e as reformas do sistema de pensões não serão exploradas com grande profundidade ao longo desta dissertação. Para uma literatura mais extensa consultar, por exemplo,

Não obstante o consenso generalizado em torno dos benefícios das reformas estruturais no longo prazo, alguns estudos como Fatás (2015) mostram que os impactos do conjunto de reformas aconselhadas pela Comissão Europeia, ao nível do emprego e, em particular, da produtividade, não são tão significativos quanto seria expectável. Alcidi *et al.* (2016) acrescenta ainda que a introdução destas reformas estruturais não apresenta impactos significativos na capacidade de ajustamento de uma economia a choques.

### 2.2.3. Efeitos esperados das reformas estruturais no curto prazo

A literatura relativa aos efeitos de curto prazo das reformas é quando comparada com a literatura sobre os efeitos de longo prazo, mais escassa e menos consensual (*e.g.*, Bordon *et al.*, 2016). Este facto deve-se, em parte, ao agravamento da dificuldade em estimar os impactos das reformas uma vez que, para além da escassez de dados e informação, a questão da interação com outras políticas de mais curto prazo, bem como a conjuntura macroeconómica (verificada no momento em que a reforma é introduzida) adquire uma maior relevância, podendo causar uma grande distorção nos resultados.

Blanchard e Giavazzi (2003) e Cacciatore *et al.* (2012) afirmam que as reformas levam tempo até materializarem todos os resultados pretendidos. Durante o período de transição, entre a situação de *steady state* antes e depois da introdução da reforma, a economia real pode apresentar reações diferentes das esperadas para o longo prazo. Nesse sentido, é de grande importância analisar o *trade-off* entre os efeitos de curto e longo prazo associados a implementação de reformas (*e.g.*, Bordon *et al.*, 2016; Cacciatore *et al.*, 2012; Eggertsson *et al.*, 2014). Cacciatore *et al.* (2012) reforçam a necessidade de analisar este *trade-off* no contexto atual, uma vez que a política monetária convencional, por um lado, e a política orçamental, por outro, se encontram restringidas, respetivamente, pelo fenómeno ZLB e pela existência de regras orçamentais<sup>31</sup>.

---

Coenen *et al.* (2008) e Duval (2006), para os temas relativos ao sistema de pensões e ao sistema tributário, respetivamente.

<sup>31</sup> A questão das regras orçamentais refere-se em particular à União Europeia, onde a necessidade de cumprir o Pacto de Estabilidade e Crescimento (PEC), num momento em que há um grande número de

De acordo com o Banco Central Europeu (2015), as reformas no mercado de produtos não aparentam ter custos orçamentais diretos, não sendo, portanto, uma fonte de agravamento das contas públicas. Cacciatore *et al.* (2012) afirma que a redução de barreiras à entrada de novas empresas pode estimular mesmo de forma imediata o produto, via investimento, mas pode haver lugar a alguns custos. A entrada de novas empresas no mercado gera novos postos de trabalho, mas as empresas anteriormente instaladas, face à nova dimensão do mercado e à nova procura, têm necessidade de diminuir a sua dimensão (ou, eventualmente, desaparecer) e, conseqüentemente, de despedir trabalhadores. Para os autores, no curto prazo haverá uma maior destruição do que criação de emprego, conduzindo a um nível de emprego inferior ao da situação pré-reforma. Este potencial custo de curto prazo é também apresentado por vários outros autores como Deroose e Turrini (2005), Faini *et al.* (2006) ou Fundo Monetário Internacional (2016). Bouis *et al.* (2012) admitem que existam também alguns custos ao nível do emprego, mas acreditam que tal ocorre, por norma, em situações onde há uma abrupta liberalização dos mercados que leve à saída de um número considerável de empresas e que, nestas situações, o aumento do nível do desemprego (face a situação pré-reforma) é de curta duração<sup>32</sup>. Estes autores também defendem uma posição diferente de Cacciatore *et al.* (2012) no que respeita ao produto e ao investimento. Bouis *et al.* (2012) e Bouis e Duval (2011), consideram que, no curto prazo, a desregulação no mercado de produtos reduz tanto o produto como o investimento, em resultado de uma possível quebra nos gastos de capital das empresas já instaladas.

As reformas no mercado de trabalho podem apresentar custos no curto prazo, nomeadamente ao nível do emprego, com o aumento do número de desempregados (*e.g.*, Blanchard e Giavazzi, 2003; Bouis *et al.*, 2012; Eggertsson *et al.*, 2014). Cacciatore *et al.* (2012) afirma que reformas que flexibilizam o mercado de trabalho, podem gerar incentivos ao despedimento de trabalhadores menos produtivos (uma vez que há uma diminuição no custo do despedimento). Uma vez que o processo de despedimento é praticamente imediato e, por outro lado, o processo de *job matching* e

---

economias endividadas, restringe fortemente a capacidade de utilização de ferramentas orçamentais no estímulo à economia.

<sup>32</sup> No seu estudo, os autores apontam para a não significância das reformas no mercado de produtos sobre o emprego, isto é, no curto prazo, a desregulação do mercado de produtos não conduz a uma diminuição ou aumento significativo no emprego da economia.



contratação é gradual, então no período após a introdução da reforma, é expectável que haja lugar a um aumento de desemprego. Deroose e Turrini (2005) apontam como possível custo orçamental de curto prazo associado à flexibilização do mercado de trabalho, a compensação dos agentes que foram lesados pela menor rigidez da lei laboral, ficando desempregados e, portanto, tornando-se elegíveis para receber o subsídio de desemprego. O aumento das transferências sociais nestas situações é também mencionado por Kerdrain *et al.* (2010), que acrescentam ainda o seu potencial para degradar a balança corrente no curto prazo. Cacciatore *et al.* (2012) estudam também o impacto da flexibilização laboral nos termos de troca. O preço relativo dos bens domésticos pode diminuir, ainda que de forma ligeira, em resultado da redução dos custos marginais (nomeadamente a redução salarial e dos custos de despedimento). Assim, será expectável um aumento do consumo de bens domésticos e um aumento das exportações (maior competitividade preço). No curto prazo, no entanto, é possível assistir-se a uma redução da procura, resultante quer do menor nível salarial, quer do aumento do desemprego. Este último efeito pode ser atenuado pelo comportamento das famílias em relação à constituição de poupanças. Se as famílias esperarem um aumento do rendimento futuro e, simultaneamente, procurarem alisar o seu consumo intertemporal, então será de esperar uma quebra na sua poupança na situação pós-reforma (Cacciatore *et al.*, 2012; Kerdrain *et al.* 2010).

A diminuição dos benefícios ao desemprego, bem como a introdução (ou reforço) de políticas ativas de emprego aparentam estimular a criação de emprego sem incentivar a destruição de postos de trabalho no curto prazo, contrariamente ao que acontece com a flexibilização do mercado de trabalho (Cacciatore *et al.*, 2012). O aumento do emprego teria como consequências orçamentais esperadas uma redução nas transferências sociais, associada ao menor número de desempregados e, portanto, ao menor valor despendido com os seus subsídios respetivos. Adicionalmente, seria também espectável um aumento da receita do estado, uma vez que aumentaria o valor coletado através de impostos diretos (mais população empregue) e indiretos (fruto do potencial aumento do consumo).

Segundo Cacciatore *et al.* (2012) as políticas ativas de emprego permitem uma redução imediata do desemprego, em resultado dos ganhos de eficiência no processo de *job matching*. No entanto, estas podem representar encargos orçamentais que se podem

refletir num agravamento contas públicas, no caso de o aumento do emprego não compensar os gastos incorridos com a introdução destas políticas (Deroose e Turrini, 2005). No que respeita à redução dos benefícios ao desemprego, no curto prazo, não é expectável a existência de custos significativos. Pelo contrário, a maioria dos estudos aponta que, em condições normais, há lugar a uma redução imediata do desemprego (uma vez que aumenta o custo de estar desempregado), bem como um aumento, embora ligeiro, do consumo (*e.g.*, Cacciatore *et al.*, 2012; Deroose e Turrini, 2005; Fundo Monetário Internacional 2016). O Banco Central Europeu (2015) acrescenta ainda que a redução dos benefícios ao desemprego apresenta, de forma imediata, um impacto direto positivo nas contas públicas de uma economia.

Ebeke (2017) acrescenta ainda que a introdução de reformas ao nível do mercado de trabalho pode estar condicionada pelas incertezas de curto prazo, desde logo a validade do compromisso político (em torno da continuidade das reformas), o tempo necessário até a materialização dos benefícios de longo prazo e a possibilidade de se gerarem ondas de convulsão social resultantes de efeitos contracionários de curto prazo associados com a implementação de reformas (por exemplo, a diminuição do poder negocial dos trabalhadores ou a existência de despedimentos pode conduzir a manifestações ou greves). Se os investidores considerarem que estes riscos são muito plausíveis podem, no curto prazo, penalizar a economia aumentando o seu custo de financiamento (gerando um sobreajustamento/*overshooting* da taxa de juro soberana).

De acordo com Bouis *et al.* (2012), a introdução de reformas tributárias que reduzam a tributação do trabalho não aparenta ter efeitos significativos sobre o emprego e produto no curto prazo<sup>33</sup> (*e.g.*, Fundo Monetário Internacional, 2016). Este tipo de reforma pode, no curto prazo, envolver uma diminuição das receitas do Estado. O Banco Central Europeu (2015) alerta para importância de acompanhar estas reformas com medidas compensatórias (*e.g.*, redução dos gastos públicos) que atenuem a potencial degradação das contas públicas. No que respeita a reformas do sistema de pensões, Bouis *et al.* (2012) encontram evidência para um efeito negativo, no curto prazo, sobre o emprego da população mais idosa. Um dos eventuais motivos apontados

---

<sup>33</sup> Os mesmos autores apontam para que uma redução da percentagem de impostos diretos (não só sobre o trabalho) no total da receita tributária, pode conduzir, no curto prazo, a uma redução no desemprego e ao estímulo do investimento.

pelos autores para este comportamento passa pelo aumento das reformas antecipadas, como forma de antecipar as medidas introduzidas pela reforma. No entanto, os efeitos não aparentam ser significativos no emprego total. O Banco Central Europeu (2015) encontra evidência contrária, apontando para um aumento do emprego no curto prazo, em resultado de um aumento da idade mínima para a reforma. Este tipo de medidas não aparenta, no entanto, ter qualquer impacto orçamental direto no curto prazo (uma vez que o benefício inerente a um menor número de pensionistas apenas se materializaria no médio-longo prazo). O Banco Central Europeu (2015) acrescenta ainda que, reformas que diminuam o valor da pensão, melhoram a qualidade das finanças públicas no curto prazo. Esta posição é também defendida por Deroose e Turini (2005).

A introdução de reformas num momento em que o emprego e o produto se encontram consideravelmente abaixo do seu potencial (fase de recessão) pode apresentar efeitos substancialmente diferentes, no curto prazo, quando comparados com períodos ditos normais (*e.g.*, Banco Central Europeu 2015; Bordon *et al.* 2016; Bouis *et al.*, 2012; Fundo Monetário Internacional, 2016). O Fundo Monetário Internacional (2016) estudou os efeitos de reformas no mercado de trabalho e produtos em diferentes contextos macroeconómicos e para diferentes horizontes. As conclusões<sup>34</sup> apontam para que as reformas ao nível do mercado de trabalho, em particular as relativas à flexibilização da proteção laboral e à redução nos benefícios ao desemprego, apresentam, no curto prazo, um efeito negativo sobre o produto e o emprego, quando as condições económicas são consideradas adversas. Banerji *et al.* (2017) e Turrini *et al.* (2015) reforçam esta conclusão, alertando para a grande sensibilidade das reformas no mercado de trabalho à fase do ciclo económico. As reformas no mercado de produtos apresentam, para o mesmo contexto, um efeito ambíguo ou estatisticamente não significativo.

Segundo Bouis *et al.* (2012), a redução dos benefícios ao desemprego, neste contexto, pode limitar ou tornar mesmo negativos, os efeitos sobre o produto e sobre o emprego. A redução da generosidade ou da duração dos benefícios aos desempregados, num mercado de trabalho já deprimido, pode levar a uma redução do rendimento disponível das famílias e, consequentemente, a uma redução imediata no seu consumo.

---

<sup>34</sup> As conclusões foram obtidas tendo por base estimativas concebidas pelo próprio Fundo Monetário Internacional.

Esta posição é igualmente defendida por autores como Anderson *et al.* (2014) ou Banco Central Europeu (2015). Eggertsson *et al.* (2014) procuram averiguar os efeitos da introdução de reformas num período de ZLB. Os autores concluem que a introdução de reformas num momento em que a taxa de juro nominal se aproxima de zero pode conduzir a efeitos recessivos, criando expectativas de deflação prolongada (aumentando a taxa de juro real), deprimindo a procura<sup>35</sup> e potenciando uma degradação do rácio da dívida sobre o produto da economia. Ebeke (2017) e Sajedi (2016) apontam para conclusões semelhantes, referindo adicionalmente que no caso particular das reformas do mercado de trabalho introduzidas nos países do sul da Europa<sup>36</sup>, os ganhos de longo prazo podem demorar muito tempo a materializar-se e ser de tal forma modestos que dificilmente compensem os custos de curto prazo que lhe estão associados<sup>37</sup>. O autor menciona que os ganhos potenciais das reformas no mercado de trabalho sobre o rácio da dívida são muito lentos e pequenos na sua materialização, uma vez que os ganhos nas receitas fiscais, fruto de um maior emprego, são limitados pelo fraco crescimento dos salários e do produto. Alcidi *et al.* (2016) apresentam conclusões diferentes quando estudam os efeitos do programa de ajustamento na Grécia, Portugal, Irlanda e Chipre. Para os autores as reformas estruturais<sup>38</sup> introduzidas apresentaram, em geral<sup>39</sup>, os resultados desejados ao nível da competitividade e da diminuição dos desequilíbrios macroeconómicos orçamentais e externos. A quebra no produto e o aumento do desemprego foi uma consequência não das medidas introduzidas, mas sim de uma grande redução do investimento nestas economias no período pós-crise financeira.

Muito embora a existência de custos de curto prazo seja uma possível consequência resultante da introdução de reformas estruturais, autores como Anderson *et al.* (2014), Deroose e Turrini (2005) ou Eggertsson *et al.* (2014), afirmam que estes

---

<sup>35</sup> Este fenómeno é denominado por *Paradoxo de Toil*. Para informação mais detalhada consultar Eggertsson (2010).

<sup>36</sup> O estudo do autor centra-se nas economias da AE. Neste ponto particular o foco é dado a países como Espanha, Itália ou Portugal, devido a sua má performance nos anos mais recentes.

<sup>37</sup> Quando o autor calibra o seu modelo para uma economia à semelhança da francesa, os ganhos esperados da introdução de uma reforma de mercado de trabalho demoram cerca de 20 anos a materializarem-se por completo.

<sup>38</sup> As reformas estudadas pelos autores visavam uma desvalorização interna, reduzindo o preço dos salários, a redução das ineficiências dos mercados, um melhor ambiente empresarial e de governação.

<sup>39</sup> O caso da Grécia não apresentou resultados tão positivos devido à pior situação inicial em que esta se encontrava.

possíveis efeitos negativos no curto prazo, mesmo perante condições económicas adversas, podem ser mitigados se os Governos em causa levarem a cabo um compromisso credível para com a concretização plena das reformas estruturais que pretendem introduzir. Eggertsson *et al.* (2014) afirmam mesmo que, se os agentes económicos anteciparem a reversão das reformas por parte dos seus governantes, então os benefícios destas podem ser comprometidos e os custos de curto prazo ampliados. Bouis *et al.* (2012) alerta para a importância da gestão que os governos fazem da comunicação das reformas que pretendem introduzir, uma vez que pode ser um meio de moldar a forma como os agentes antecipem os efeitos das reformas. Banerji *et al.* (2017) e Ebeke (2017) consideram que em determinadas situações é benéfico acomodar a introdução de reformas estruturais, no entanto, condicionam esta decisão a um conjunto de fatores, como o tipo de reforma, a fase do ciclo económico, a existência (ou ausência) de espaço orçamental e o grau de credibilidade e o consenso político em torno da reforma.

### **2.3. Relações esperadas entre os efeitos das reformas estruturais e a dimensão e/ou sentido do multiplicador orçamental**

Nas últimas duas décadas, vários estados membros da União Europeia levaram a cabo planos de implementação de reformas estruturais, procurando dar resposta ao consenso existente nas mais altas instituições económicas (nomeadamente, Banco Central Europeu, Comissão Europeia e Fundo Monetário Internacional), de que havia espaço e necessidade para a introdução de reformas estruturais, em particular ao nível do mercado de produtos e do trabalho (Fatás, 2015; Turrini *et al.*, 2015). A introdução de reformas estruturais pode afetar diversas variáveis da economia real (*e.g.*, emprego), tanto no curto como no longo prazo, como foi ilustrado na secção anterior. Ao afetar a estrutura de uma economia, ou mesmo a sua capacidade de responder a eventos conjunturais, a introdução de reformas estruturais apresenta potenciais ligações com a política orçamental (Deroose e Turrini, 2005; Sajedi, 2016). Adicionalmente, segundo Banerji *et al.* (2017), a introdução de reformas estruturais apresenta efeitos orçamentais diretos e indiretos, que podem condicionar o espaço de manobra orçamental de uma economia (melhorando ou deteriorando as contas públicas). A análise da existência e do

sentido destas ligações, e a eventual coordenação entre estas políticas é, portanto, essencial para investigar o impacto que as reformas estruturais podem ter na eficácia da política orçamental.

Nesta secção pretende-se estabelecer o fio condutor entre o impacto das reformas estruturais sobre os mecanismos que afetam a dimensão e/ou sentido dos multiplicadores orçamentais.

### **2.3.1. Reformas estruturais e o multiplicador orçamental: o longo prazo**

É desde logo possível estabelecer algumas hipóteses de relacionamento entre os resultados esperados das reformas estruturais no longo prazo e a dimensão (ou sentido) do multiplicador orçamental.

A introdução de reformas estruturais que promovam uma maior liberalização do mercado de produtos, no longo prazo, mas particularmente a introdução de reformas que diminuam a rigidez do mercado de trabalho, podem conduzir a multiplicadores de menor dimensão, tendo por base autores como Auerbach e Gorodnichenko (2013), Battini *et al.* (2014) ou Gorodnichenko *et al.* (2012). A maior flexibilização dos salários dos trabalhadores (cujo poder negocial virá, à partida, diminuído com a introdução da reforma), a diminuição dos custos associados ao despedimento para as empresas e a maior eficiência na alocação de recursos (*e.g.*, Bouis e Duval, 2011; Faini *et al.*, 2006; Fundo Monetário Internacional 2015; 2016), podem concorrer para uma melhoria da capacidade de ajustamento às flutuações do ciclo económico e, por isso, também aos estímulos orçamentais; a diminuição esperada do valor dos multiplicadores diminui, no entanto, os custos associados a consolidações orçamentais.

A diminuição no nível do desemprego é um efeito bastante consensual de um conjunto de reformas estruturais, ao nível da liberalização do mercado de produtos, da menor rigidez laboral, da redução aos benefícios ao desemprego ou da introdução de políticas ativas de emprego (*e.g.*, Bassanini *et al.*, 2009; Bouis e Duval, 2011; Cacciatore *et al.* 2012). A diminuição no número de desempregados pode reduzir a

eficácia dos estabilizadores<sup>40</sup> automáticos (Dolls *et al.*, 2012) e, por essa via, aumentar a dimensão dos multiplicadores orçamentais.

As reformas ao nível do mercado de trabalho podem também influenciar a dimensão do multiplicador através das restrições de liquidez. Segundo Ebeke (2017) os investidores, ao valorizarem a introdução destas reformas estruturais, podem reduzir a taxa de juro da dívida soberana. Se esta redução se traduzir numa diminuição dos custos de financiamento das famílias e das empresas, estas podem ver diminuir as suas restrições de liquidez e, assim, contribuir para uma diminuição do multiplicador orçamental.

Tanto a introdução de reformas no mercado de produtos como no mercado de trabalho, podem ter um efeito positivo sobre a qualidade das contas públicas e a sua sustentabilidade. A liberalização do mercado de produtos pode, por via da maior produtividade, da melhor alocação de recursos ou pelo aumento do investimento nacional e estrangeiro (*e.g.*, Bouis e Duval, 2011; Cacciatore *et al.*, 2012; Fundo Monetário Internacional 2015; 2016) conduzir a uma maior sustentabilidade das empresas, aumentando assim as receitas coletadas pela tributação do Estado. A maior receita obtida pelo Estado iria, por seu turno, fortalecer as contas públicas. Por seu lado, e segundo Alcidi *et al.* (2016), reformas do mercado de trabalho que fomentem uma maior desvalorização interna, reduzindo os preços dos bens produzidos, permitem um ganho de competitividade face ao exterior, aumentando as exportações e diminuindo as importações; o aumento da procura externa potencia uma melhoria da qualidade das contas públicas. Adicionalmente, as reformas estruturais que potenciam uma diminuição do desemprego no longo prazo permitem, simultaneamente, reduzir a despesa com transferências sociais e aumentar a receita do estado com impostos. Ebeke (2017) afirma que a introdução de reformas ao nível do mercado de trabalho (em períodos normais) pode conduzir a uma redução da taxa de juro soberana, melhorando por essa via a sustentabilidade das contas públicas. O Fundo Monetário Internacional (2015) e o Banco Central Europeu (2015) acrescentam ainda a promoção de uma maior sustentabilidade orçamental e de eficiência no uso dos recursos públicos resultante da introdução de reformas no sistema de pensões e no sistema tributário. Este

---

<sup>40</sup> A redução na atividade dos multiplicadores seria resultado de uma diminuição do número de subsídios de desemprego a atribuir e, *ceteris paribus*, do valor da despesa do Estado com os mesmos.

fortalecimento das contas públicas de uma economia, pode aumentar o valor do respetivo multiplicador orçamental.

O possível efeito que as reformas estruturais apresentam, no longo prazo, sobre a taxa de poupança pode igualmente condicionar a dimensão ou sentido do multiplicador orçamental. Segundo Kerdrain *et al.* (2010), a introdução de reformas que promovam uma diminuição da proteção laboral pode conduzir a um efeito ambíguo sobre a taxa de poupança das famílias. O aumento do risco de desemprego pode levar a um crescimento das poupanças por motivos de precaução. Perante esta situação, será expectável que haja lugar a um multiplicador orçamental de menor dimensão, uma vez que parte do estímulo orçamental iria ser afeto à constituição de poupança e não ao consumo. Contrariamente, o aumento do *turnover* laboral (que tende a diminuir a duração esperada do desemprego) conduziria a menor poupança por motivos de precaução, e, portanto, a um maior multiplicador orçamental. Kerdrain *et al.* (2010) mostram também que as reformas nos sistemas de pensões podem condicionar a taxa de poupança. Se a reforma introduzir alteração do perfil de rendimento ao longo da vida do trabalhador (aumento da idade mínima da reforma), pode levar a uma diminuição da taxa de poupança, conduzindo a um multiplicador potencialmente superior. O efeito das reformas no sistema de pensões pode, à semelhança das reformas que promovam uma menor proteção laboral, ser ambíguo. Assim, se a reforma passar por uma redução do valor da pensão atribuída a cada trabalhador, é expectável um aumento da taxa de poupança e, nesse caso, um multiplicador orçamental de menor dimensão.

O Quadro 2 sintetiza os efeitos esperados dos diferentes tipos de reformas estruturais sobre o multiplicador orçamental no longo prazo.

**Quadro 2 – Síntese dos efeitos das reformas no multiplicador no longo prazo.**

<b>Medida de reforma</b>	<b>Mecanismo</b>	<b>Impacto esperado sobre o multiplicador orçamental</b>
Liberalização do mercado de produtos	Melhor capacidade de ajustamento à conjuntura económica	Menor multiplicador
	Diminuição do número de desempregados	Maior multiplicador
	Menor despesa em transferências sociais	



**Quadro 2 (continuação)– Síntese dos efeitos das reformas no multiplicador no longo prazo.**

<b>Medida de reforma</b>	<b>Mecanismo</b>	<b>Impacto esperado sobre o multiplicador orçamental</b>
Diminuição do nível de proteção laboral	Melhor capacidade de ajustamento à conjuntura económica	Menor multiplicador
	Menores restrições de liquidez	
	Diminuição do número de desempregados	Maior multiplicador
	Menor despesa em transferências sociais	
	Menor taxa de juro das obrigações soberanas	
	Melhoria do saldo comercial	
	Efeito ambíguo sobre a taxa de poupança das famílias	Ambíguo
Redução dos benefícios aos desempregados	Diminuição do número de desempregados	Maior multiplicador
	Menor taxa de juro das obrigações soberanas	
	Menor despesa em transferências sociais	
	Menores restrições de liquidez	Menor multiplicador
Políticas ativas de emprego	Diminuição do número de desempregados	Maior multiplicador
	Menor taxa de juro das obrigações soberanas	
	Menor despesa em transferências sociais	
	Menores restrições de liquidez	Menor multiplicador
	Maior despesa em programas de emprego	

**Quadro 2 (continuação) – Síntese dos efeitos das reformas no multiplicador no longo prazo**

<b>Medida de reforma</b>	<b>Mecanismo</b>	<b>Impacto esperado sobre o multiplicador orçamental</b>
Alteração da estrutura tributária	Maior eficiência no uso de recursos públicos	Maior multiplicador
	Maior sustentabilidade das Contas Públicas	
Alterações do sistema de pensões	Maior eficiência no uso de recursos públicos	Maior multiplicador
	Maior sustentabilidade das Contas Públicas	
	Efeito ambíguo sobre a taxa de poupança das famílias	Ambíguo

### **2.3.2. Reformas estruturais e o multiplicador orçamental: o curto prazo**

A verificação dos potenciais efeitos de curto prazo associados à introdução de reformas orçamentais pode também condicionar o valor do multiplicador orçamental. No curto prazo, pode haver lugar a uma redução na atividade económica na sequência da introdução de reformas estruturais. As reformas no mercado de produtos, que promovam uma redução das barreiras à entrada de novas empresas podem, temporariamente, reduzir o número de empresas a operar numa economia, bem como aumentar o número de desempregados<sup>41</sup> (*e.g.*, Deroose e Turrini, 2005; Faini *et al.* 2006; Fundo Monetário Internacional, 2016). Estas possíveis consequências podem condicionar a dimensão ou sentido do multiplicador orçamental, uma vez que

<sup>41</sup> Dado que existe um intervalo temporal entre o processo de despedimento, e o processo de *job matching* e contratação é gradual, então no período após a introdução da reforma é expectável que haja lugar a um aumento de desemprego.

aumentariam a eficácia dos estabilizadores automáticos e aumentariam a despesa do Estado com transferências sociais (*e.g.*, subsídio de desemprego). Nestas condições seria expectável obter um multiplicador orçamental de menor dimensão.

As reformas ao nível do mercado de trabalho podem ter efeitos distintos sobre o multiplicador orçamental no curto prazo, dependente do tipo de medida em questão. As reformas que promovam uma maior flexibilização do mercado de trabalho, facilitando o processo de despedimento e diminuindo o poder negocial dos trabalhadores, podem conduzir, no imediato, a uma melhoria da balança de bens e serviços da economia e, consequentemente, da qualidade das contas públicas (Cacciatore *et al.*, 2012). A melhor qualidade das contas públicas pode favorecer um multiplicador orçamental de maior dimensão. Este tipo de medidas sobre o mercado de trabalho pode também conduzir a um aumento do desemprego (*e.g.*, Bouis *et al.*, 2012; Eggertsson *et al.*, 2014). Este aumento pode levar, por um lado, a um menor multiplicador orçamental, na medida em que estimula a atividade dos estabilizadores automáticos. Adicionalmente, e de acordo com autores como Deroose e Turrini (2005) ou Kerdrain *et al.* (2010), o aumento do número de desempregados, também poderia levar a um aumento da despesa do Estado com transferências sociais, degradando a situação das contas públicas e, nesse sentido, diminuindo a dimensão do multiplicador orçamental. No entanto, verificando-se uma diminuição dos salários praticados e um aumento do desemprego, as restrições de liquidez das famílias aumentarão. Tal facto pode ampliar a dimensão do efeito de uma política orçamental expansionista, ou seja, aumentar a dimensão do multiplicador orçamental.

As reformas estruturais no mercado de trabalho que se traduzam numa redução dos benefícios ao desemprego podem conduzir a um multiplicador orçamental de maior dimensão. Esta medida promove, simultaneamente, uma redução na despesa do Estado com transferências sociais (*e.g.*, Banco Central Europeu, 2015), melhorando a sua situação financeira, e um aumento do emprego (*e.g.*, Cacciatore *et al.*, 2012), aumentando a receita com a tributação sobre o trabalho e diminuindo a atividade dos estabilizadores automáticos (*ceteris paribus*).

Cacciatore *et al.* (2012) e Kerdrain *et al.* (2010) mostram que se as famílias esperarem um aumento do rendimento futuro, em resultado da introdução de reformas estruturais nos mercados de trabalho e de produto e, simultaneamente, procurarem alisar

o seu consumo inter-temporal, então será de esperar uma quebra na sua poupança na situação pós-reforma. Assim, será de esperar um multiplicador orçamental de maior dimensão. Este efeito encontra-se, contudo, dependente da perceção das famílias quanto à credibilidade e compromisso do governo para com as reformas.

A introdução de reformas tributárias que diminuam o peso dos impostos sobre o trabalho pode, no curto prazo, estar associada a uma redução na receita do Estado (*e.g.*, Banco Central Europeu, 2015), podendo-se traduzir num agravamento das contas públicas. A eventual deterioração da qualidade das contas do Estado pode conduzir a um multiplicador de menor dimensão.

Por último, as reformas nos sistemas de pensões, que introduzam medidas que reduzam o valor da pensão, permitem uma redução da despesa do Estado (*e.g.*, Deroose e Turini, 2005), melhorando a sustentabilidade das contas públicas e, por essa via, potenciam um multiplicador orçamental superior.

O Quadro 3 sintetiza os efeitos esperados dos diferentes tipos de reformas estruturais sobre o multiplicador orçamental no curto prazo.

**Quadro 3 – Síntese dos efeitos das reformas no multiplicador no curto prazo.**

<b>Medida de reforma</b>	<b>Mecanismo</b>	<b>Impacto esperado sobre o multiplicador orçamental</b>
Liberalização do mercado de produtos	Aumento do rendimento futuro (se reforma credível)	Maior multiplicador
	Redução temporária no número de empresas	Menor multiplicador
	Aumento do número de desempregados	
	Maior despesa em transferências sociais	
Diminuição do nível de proteção laboral	Aumento do número de desempregados	Menor multiplicador
	Maior despesa em transferências sociais	

**Quadro 3 (continuação) – Síntese dos efeitos das reformas no multiplicador no curto prazo**

<b>Medida de reforma</b>	<b>Mecanismo</b>	<b>Impacto esperado sobre o multiplicador orçamental</b>
Diminuição do nível de proteção laboral	Aumento do rendimento futuro (se reforma credível)	Maior multiplicador
	Maiores restrições de liquidez das famílias	
	Melhoria do saldo comercial (maior competitividade)	
Redução dos benefícios aos desempregados	Diminuição do número de desempregados	Maior multiplicador
	Menor despesa em transferências sociais	
	Aumento do rendimento futuro (se reforma credível)	
Políticas ativas de emprego	Maior despesa em programas de emprego	Menor multiplicador
Alteração da estrutura tributária	Diminuição da receita pública	Menor multiplicador
	Aumento do rendimento futuro (se reforma credível)	Maior multiplicador
Alterações do sistema de pensões	Maior eficiência no uso de recursos públicos	Maior multiplicador
	Maior sustentabilidade das Contas Públicas	

Face ao exposto, é possível estabelecer relações entre os efeitos provocados pela introdução de reformas estruturais e alguns dos determinantes dos multiplicadores orçamentais. Tanto no curto, como no longo prazo, as alterações do contexto macroeconómico, que podem ter lugar com a implementação das medidas reformistas mencionadas, são passíveis de condicionar a dimensão ou mesmo o sentido do multiplicador orçamental de formas distintas, de acordo com a medida em causa. O

efeito final sobre o multiplicador orçamental (a existir) será obtido através do confronto dos diferentes efeitos que concorrem no condicionamento do multiplicador.

Perante a ambiguidade da literatura no que respeita a relação entre reformas estruturais e multiplicador orçamental, na próxima secção procurar-se-á dar um contributo para a literatura relativa a esta temática. Em primeiro lugar, tentar-se-á encontrar evidências destas relações (ou a sua ausência) e de seguida esclarecer quais dos efeitos das alterações provocadas pelas reformas estruturais na economia real que vão ser determinantes no condicionamento da dimensão do multiplicador orçamental. Para tal será aplicada um modelo de vetores auto-regressivos, que para além das típicas variáveis orçamentais usadas na estimação de multiplicadores orçamentais, incorpore variáveis que capturem a introdução das medidas de reformas supramencionadas.

### 3. Metodologia

Perante um contexto onde o uso da política monetária convencional, para fins de estabilização da atividade económica, é ineficaz (em resultado do raro fenómeno de ZLB) e onde o uso da política orçamental se encontra condicionada pelo cumprimento de regras orçamentais, as economias da Zona Euro necessitam de debater de forma alargada os condicionantes da eficácia da política orçamental discricionária. Em particular, dada a atual relevância da implementação de planos reformistas e o reconhecimento das potenciais ligações com a política orçamental, por parte da Comissão Europeia, importa averiguar se e de que forma estas afetam a condução discricionária da política orçamental por parte das autoridades de política económica dos países membros da Área euro.

A avaliação empírica da potencial existência e sentido de ligações entre a implementação de reformas estruturais e o sentido/dimensão dos multiplicadores orçamentais será realizada empregando a metodologia VAR, numa amostra de 17 países da Área Euro, durante o período de 1995-2013 (dados anuais).

Num primeiro exercício serão estimados os multiplicadores orçamentais da despesa e da receita pública, num contexto genérico, ou seja, ainda sem entrar em consideração com a questão da implementação das reformas estruturais. Neste ponto, serão ainda realizados alguns exercícios complementares, nomeadamente a estimação dos multiplicadores orçamentais para os períodos de pré-crise económica (1995-2007) e de crise (2008-2013), a fim de verificar a existência (ou não) de diferenças significativas entre os resultados obtidos e a estimação dos multiplicadores para os diferentes componentes da despesa e da receita pública, para retirar conclusões sobre a sua eficácia relativa.

De seguida, proceder-se-á à introdução, na estimação, da componente relativa a identificação de episódios de implementação de reformas estruturais. Serão introduzidas numa primeira fase, de forma isolada, as diferentes variáveis binárias que identificam episódios reformistas. Os resultados serão comparados com os obtidos na primeira etapa do processo, a fim de perceber o impacto que a introdução de medidas reformistas, apresentam (ou não) sobre o valor das estimativas obtidas para os multiplicadores orçamentais da despesa e da receita pública. Numa segunda fase, será feito um processo

análogo ao anterior, mas onde as variáveis binárias que identificam as reformas serão introduzidas simultaneamente. Nesta fase serão igualmente estimados (e comparados com os valores obtidos para a situação genérica) os multiplicadores orçamentais para as diferentes componentes da despesa e receita pública.

Por último, realizar-se-á uma análise de robustez, levando a cabo dois novos exercícios: (i) a inclusão de uma variável de reforma contínua que permita medir o seu impacto na dimensão do multiplicador orçamental; e (ii) a divisão da amostra em dois grupos mediante o valor, abaixo ou acima da média da Área Euro, que os diferentes países assumam no indicador referente à respetiva medida de reforma.

### **3.1.Considerações prévias sobre a estimação de multiplicadores orçamentais**

Apesar da importância da informação obtida através da interpretação do significado da dimensão ou sentido do multiplicador orçamental, a sua obtenção não é trivial.

A extensão do debate sobre multiplicadores à questão da metodologia empírica a utilizar resulta, por um lado, do elevado grau de dificuldade na sua estimação e, por outro, da sua sensibilidade às diferentes formas de como é levado a cabo este processo. Batini *et al.* (2014) salienta a dificuldade em isolar o efeito direto da política orçamental sobre o produto, uma vez que estas duas variáveis apresentam uma relação em dois sentidos. A ação (automática) dos estabilizadores automáticos, em resposta a fase do ciclo económico, afeta as variáveis orçamentais. Estas variáveis também são moldáveis de forma discricionária, mediante haja necessidade de impor uma política orçamental contra ou pró-cíclica. Pereira e Wemans (2013) apontam igualmente para o problema da relação bidirecional entre o produto e as variáveis orçamentais, acrescentando ainda como outro dos problemas centrais, a incerteza face ao horizonte temporal dos agentes na sua resposta ao anúncio de medidas de política orçamental.

De acordo com Ramey (2011), sensivelmente a partir da década de 80 do século XX, os estudos sobre multiplicadores orçamentais fazem-se com recurso à técnica de vetores autorregressivos (VAR's) ou aos modelos DSGE (modelos dinâmicos de equilíbrio geral). A opção entre métodos numéricos e métodos empíricos para estimar



multiplicadores orçamentais é outra das questões centrais, uma vez que ambas apresentam vantagens e limitações.

Batini *et al.* (2014) referem que os métodos baseados em modelos do tipo DSGE, permitem incorporar as características de uma economia e descrever o seu comportamento como um todo, sendo particularmente úteis em períodos ditos “não normais”<sup>42</sup>. No entanto as estimativas que se obtêm para os multiplicadores são limitadas *à priori* uma vez que estão altamente condicionadas pelos pressupostos assumidos e pelas calibrações introduzidas no modelo (Leeper *et al.*, 2012). Outras limitações associadas a esta metodologia prendem-se com a exclusão dos multiplicadores *state-dependente*, (*i.e* que variam mediante o contexto económico) e com a falta de consenso na literatura no que diz respeito à forma de como modelizar as decisões de política orçamental.

Sims (1980) foi o principal responsável pela introdução dos modelos de vetores autorregressivos na análise empírica macroeconómica, como alternativa a utilização de modelos de equações simultâneas multivariadas. Em economia, frequentemente, os modelos contêm variáveis que são, simultaneamente, explicativas (de uma variável dependente), mas também explicadas pela mesma variável que devem supostamente determinar (Asteriou e Hall, 2011). Perante este cenário, a solução tipicamente empregue passava pelo uso de modelos de equações simultâneas, onde era necessário separar claramente as variáveis endógenas das exógenas. Sims (1980) não acreditava que esta separação fosse a maneira mais correta de encarar o problema, defendendo que todas as variáveis do sistema deveriam ser tratadas de igual forma. Assim, neste tipo de modelos as variáveis são, por norma, tratadas como endógenas ao sistema. A prática comum passa por impor restrições baseadas tanto na teoria económica como em processo estatísticos, a fim de proceder a avaliação do impacto de um choque exógeno sobre a economia, representada pelo sistema de variáveis (Abrigo e Love, 2016).

Este contributo foi essencial para a aplicação empírica da macroeconomia, uma vez que permite, de forma simples, resumir a informação presente num determinado conjunto de dados, bem como levar a cabo algum tipo de experiências sobre o resultado

---

<sup>42</sup> Um exemplo atual destes períodos é o fenómeno de *Zero Lower Bound*, onde a taxa de juro nominal se encontra muito próxima de zero e os instrumentos de política monetária convencionais perdem eficácia.

da aplicação de políticas<sup>43</sup>, como é o caso da política orçamental (Canova, 2007). Blanchard e Perotti (2002) realizaram uma das pioneiras e mais relevantes aplicações da técnica VAR no estudo dos efeitos da política orçamental sobre a economia real, sendo posteriormente utilizada por um vasto conjunto de autores como Afonso e Sousa (2012), Burriel *et al.* (2010) e Mountford e Uhlig (2009).

De acordo com Batini *et al.* (2014) os métodos empíricos centrados em abordagens VAR, apresentam a grande vantagem de utilizarem dados específicos de cada economia na obtenção das estimativas dos multiplicadores. Asteriou e Hall (2011) identificam como principal vantagem do método VAR, a sua simplicidade de desenho e estimação, mas também a qualidade das estimativas obtidas, que segundo os autores apresentam, em alguns casos, melhor qualidade do que noutros modelos mais complexos. No entanto, esta abordagem apresenta também algumas debilidades (Asteriou e Hall, 2011). Em primeiro lugar, os modelos VAR não são suportados por qualquer teoria económica (*i.e.*, são ateóricos). Para tentar contornar este problema é utilizada a inferência estatística como forma de garantir uma maior coerência com a teoria económica.<sup>44</sup> Outro problema identificado pelos autores prende-se com o número de graus de liberdade perdidos neste tipo de estimação e que pode condicionar a validade do estudo (em particular se o número de observações for reduzido e o número de parâmetros a estimar elevado). Adicionalmente, as capacidades preditivas do modelo são limitadas pela dificuldade de medição de choque estruturais (*e.g.*, Asteriou e Hall, 2011; Batini *et al.*, 2014; Canova, 2007; Pereira e Wemans, 2013).

A identificação do choque orçamental é uma questão central. Autores como Ilzetzki *et al.* (2013) e Hebous (2011) identificam as principais abordagens para a resolução deste problema.

A primeira abordagem é a estrutural e está intimamente ligada ao trabalho de Blanchard e Perotti (2002). Esta tem, como grande pressuposto, a existência de um intervalo (*lag*) temporal entre a aprovação ou implementação de medidas de política orçamental e a reação das variáveis macroeconómicas (presentes no modelo). Ao introduzir tal condição, é imposto o valor zero às respostas contemporâneas e

---

<sup>43</sup> A utilização do método VAR para estes dois propósitos pode ser justificada, entre outros, pelo teorema Wold. Para uma descrição detalhada ver Canova, 2007.

<sup>44</sup> O processo de inferência estatística é muitas vezes usado no modelo estimado, por exemplo, para eliminar variáveis que se apresentem como não significativas.

discricionárias dos gastos públicos ou dos impostos ao produto. A estimação dos restantes coeficientes<sup>45</sup> é feita tendo em conta a informação disponível sobre as elasticidades entre as variáveis macroeconómicas em causa.

Esta abordagem está totalmente dependente do pressuposto de que os gastos públicos não reagem de forma contemporânea a choques sobre a economia, havendo lugar à existência de *lags* de decisão<sup>46</sup> (no sistema, esta condição está refletida pela imposição do valor zero). Adicionalmente, pretende estabelecer uma ordenação das decisões (Hebous, 2011). Por exemplo, em Blanchard e Perotti (2002) as decisões ao nível da despesa antecedem as decisões relativas à tributação. Corsetti *et al.* (2012) acrescenta ainda que, de acordo com esta abordagem, o essencial dos gastos públicos é determinado tendo por base apenas informação passada.

Burriel *et al.* (2010) utilizam esta abordagem no seu estudo apontando algumas críticas. À semelhança de outros autores, como Bachman e Sims (2012) ou Ramey (2011), os autores reconhecem que se os agentes forem caracterizados por expectativas racionais<sup>47</sup> e o modelo não acautelar a possibilidade de antecipação das medidas implementadas, os choques orçamentais podem ser “capturados” demasiado tarde. Uma possível consequência, segundo Burriel *et al.* (2010), passa pela eventual não contabilização de efeitos não Keynesianos, como uma redução inicial no consumo na sequência de um choque orçamental expansionista. Alguns autores como Bachman e Sims (2012) e Yang (2005) procuram contornar este problema introduzindo novas variáveis (*lags* de variáveis como a taxa de juro ou uma medida da confiança, respetivamente), uma vez que estas vão funcionar como prestadoras de informação sobre outras variáveis macroeconómicas, diminuindo as eventuais distorções. Caldara e Kamps (2012) e Pereira e Wemans (2013) apontam também para o problema da sensibilidade dos resultados às restrições introduzidas com esta abordagem, nomeadamente aos valores utilizados para as elasticidades. Os autores mostram que pequenas alterações no valor da elasticidade conduzem a alterações significativas nos

---

<sup>45</sup> Estes coeficientes refletem somente a resposta automática das variáveis orçamentais a alterações nas restantes variáveis utilizadas no modelo.

<sup>46</sup> Por *lag* de decisão entenda-se o período de tempo necessário para os decisores de política económica responderem ao estado da economia.

<sup>47</sup> Se os agentes apresentarem expectativas racionais vão ajustar as suas escolhas de consumo, poupança e trabalho (número de horas) logo que possuam informação sobre ações de política futura.

resultados obtidos com a estimação, e consequentemente na dimensão do multiplicador orçamental.

A segunda abordagem de identificação, denominada de narrativa ou variáveis *dummy*<sup>48</sup>, prende-se com a utilização de variáveis binárias/*dummy* que identifiquem os momentos onde se verificaram variações exógenas nas variáveis orçamentais. Esta abordagem foi amplamente utilizada nos Estados Unidos com as despesas em Defesa a serem consideradas como exógenas. Ramey (2011) alerta que a justificação para uso de despesas militares pode não ser totalmente válida. Eventos como guerras podem ter efeitos adicionais sobre a economia<sup>49</sup>, para além do aumento da despesa em armamento. Hebous (2011) acrescenta ainda que esta abordagem, apesar de pragmática, pode não conseguir isolar choque que ocorram em simultâneo.

Uma outra abordagem alternativa é a da formulação recursiva, também designada de decomposição *Cholesky* (*e.g.*, Fatas e Mihov, 2001). Esta abordagem proposta por Sims (1980) impõe uma estrutura recursiva no modelo VAR. A decomposição não apresenta uma única forma, estando dependente da ordenação das variáveis endógenas de sistema (Abrigo e Love, 2016). Asterious e Hall (2011) afirmam que a definição desta ordenação é o único momento na estimação do modelo onde é utilizada a teoria económica. A ordenação das variáveis de interesse é fundamental, uma vez que esta vai definir o sentido da relação de causalidade. Assim, a primeira variável do sistema só deve responder a choques exógenos sobre si mesma. A segunda variável responde a choques sobre si mesma e sobre a primeira variável, e assim sucessivamente (dependendo do número de variáveis que se pretende incluir no sistema). Esta abordagem está sujeita ao mesmo tipo de críticas que a abordagem da identificação estrutural.

Por último, é ainda identificada a abordagem restritiva (*e.g.*, Uhlig, 2005), que implica a imposição de restrições no sinal da resposta das variáveis orçamentais. De acordo com Hebous (2011) esta opção pode ser geradora de alguns problemas uma vez que a definição do sinal é feita *à priori*, com base em teorias nem sempre consensuais.

---

<sup>48</sup> Para uma explicação mais detalhada ver, por exemplo, Ramey e Shapiro (1998) ou Barro (1981).

<sup>49</sup> Um exemplo será o aumento da oferta de trabalho em resultado de um maior sentimento de patriotismo da população.

Um último ponto relativamente ao método VAR, prende-se com a sua estrutura linear (Asteriou e Hall, 2011; Canova, 2007). Segundo Pereira e Weman (2013), a estrutura linear do modelo pode ser uma condicionante na medida em que choques orçamentais simétricos podem não apresentar efeitos simétricos sobre a economia, bem como, podem levar a efeitos de dimensão e sinal distintos. Estudos mais recentes, motivados pela ideia de averiguar se o multiplicador varia com o contexto económico subjacente, procuram contornar esta questão (Ramey, 2011). Bachaman e Sims (2012) referem que a hipótese de que o multiplicador é superior em períodos de recessão ou de subutilização dos recursos produtivos, foi o principal gatilho para a utilização de modelos não lineares na avaliação empírica da dimensão dos multiplicadores. No seu estudo, os autores baseiam-se no importante contributo de Auerbach e Gorodnichenko (2012), que procuraram distinguir o comportamento do multiplicador orçamental numa fase de expansão económica e numa fase de recessão. Ao incorporarem no seu modelo a probabilidade de uma economia se encontrar em recessão e uma variável de média móvel *backward-looking*, Auerbach e Gorodnichenko (2012) permitem que os coeficientes a estimar variem, de forma suave, com o estado da economia. Desde então, inúmeros estudos empíricos procuraram, de diferentes formas incorporar a ideia de heterogeneidade na estimação de multiplicadores orçamentais.

## 3.2.O modelo VAR

### 3.2.1. Especificação do modelo VAR, dados e variáveis

O modelo VAR, na sua forma reduzida, é apresentado como:

$$X_t = \sum_{i=1}^k M_i X_{t-i} + e_t \quad (1)$$

Onde  $X$  é um vetor de dimensão  $n$  que integra as variáveis endógenas de interesse para o estudo.  $M_i$  representa uma matriz de  $n$  por  $n$  dos coeficientes estimados, e  $k$  é o número de *lags* (ou períodos de desfasamento temporal) a considerar. Segundo Hebous (2011) para definir o número ótimo de desfasamentos podem ser utilizados

critérios de informação como Akaike, Schwartz e Hannan-Quinn. Por último,  $e_t$  permite incluir na regressão um vetor, de dimensão  $n$ , dos resíduos reduzidos.

No seu importante contributo, Blanchard e Perotti (2002), consideram um vetor  $X$  de dimensão 3, sendo composto pelas variáveis endógenas despesa, produto e impostos. Outros estudos posteriores procuraram integrar novas variáveis como a inflação ou a taxa de câmbio. Burriel *et al.* (2010), baseando-se no trabalho de Blanchard e Perotti (2002), acrescentaram no seu modelo uma variável que capture o papel da dívida pública. Os autores mostram que a não inclusão desta variável pode comprometer os resultados, uma vez que não é considerada a dinâmica da dívida após o choque, bem como não é considerada a possibilidade dos gastos públicos e dos impostos responderem à dimensão da dívida.

Os resíduos reduzidos não apresentam grande informação/interpretação económica, sendo essencialmente uma combinação linear de choques estruturais (Burriel *et al.*, 2010). Assim sendo, torna-se fundamental proceder à sua desconstrução. Perotti (2007) mostra que a inclusão dos resíduos reduzidos captura três componentes distintos: (i) a ação dos estabilizadores automáticos perante um choque (*i.e* a variação automática das variáveis em causa a alterações no produto); (ii) a resposta da política orçamental sistemática e discricionária como, por exemplo, as sucessivas alterações na taxa de imposto praticada numa economia, em conformidade com a fase do ciclo económico; e (iii) a resposta de política orçamental discricionária aleatória. Este último componente é o que se pretende capturar e o qual assume a designação de choque (orçamental) estrutural. Assim, o modelo VAR, na versão estrutural vem:

$$A_0 X_t = \sum_{i=1}^k A_i X_{t-i} + B v_t \quad (2)$$

Onde  $A$  é a matriz que explicita a relação, contemporânea, entre as variáveis que compõe o vetor  $X$ . Por seu lado,  $B$ , é a matriz que relaciona os resíduos reduzidos,  $e_t$ , e os resíduos estruturais,  $v_t$ . Desta relação é possível descrever os resíduos estruturais de tal forma que:

$$v_t = B^{-1} A_0 e_t \quad (3)$$

Chegando a versão estrutural do modelo VAR, o estudo do impacto da política orçamental sobre a economia pode ser averiguado atendendo ao comportamento das variáveis incluídas em X. Assim, na sequência de um aumento ou diminuição unitários do resíduo estrutural, as alterações provocadas sobre as variáveis de interesse podem ser observadas nas suas respostas-impulso, *ceteris paribus*. A interpretação da função resposta-impulso será discutida mais a frente.

Após definida a versão estrutural do modelo VAR, segue-se a complexa tarefa de identificação do choque estrutural (*e.g.*, Batini *et al.*, 2014; Corsetti *et al.*, 2012; Ilzetzki *et al.*, 2013), já mencionada anteriormente, havendo quatro abordagens principais: identificação estrutural, narrativa, recursiva ou decomposição de *Cholesky*, e abordagem restritiva (Hebous, 2011).

Para o presente trabalho, e à semelhança de Blanchard e Perotti (2002), o vetor X terá dimensão 3. As variáveis endógenas que o compõem são os gastos públicos, o produto e os impostos. No que respeita a identificação do choque, analisadas as vantagens e desvantagens de cada abordagem, conforme sucintamente descritos na secção anterior, optou-se pela utilização da abordagem recursiva.

Considerando as variáveis orçamentais seleccionadas previamente (gastos públicos, produto e impostos), o mecanismo de transmissão da política orçamental virá:

#### ***Despesa pública → Produto → Receita pública (4)***

Assim, alterações nos gastos públicos (D\_SPENDING) só respondem a choques exógenos sobre si próprios. A variação no produto real (D\_GDP) responde aos choques sobre os gastos públicos, bem como aos seus. Por último, variações nos impostos (D\_TAXES) são afetadas por alterações contemporâneas nos gastos públicos, no produto, bem como alterações sobre si próprios. Matricialmente, esta abordagem pode ser representada por:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e^{D\_SPENDING} \\ e^{D\_GDP} \\ e^{D\_TAXES} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v^{D\_SPENDING} \\ v^{D\_GDP} \\ v^{D\_TAXES} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Sendo  $e^{D\_SPENDING}$ ,  $e^{D\_GDP}$  e  $e^{D\_TAXES}$  as variáveis endógenas selecionadas, gastos públicos, produto e impostos, respetivamente.

Para levar a cabo este estudo empírico sobre os multiplicadores orçamentais na Área Euro serão estimados os multiplicadores orçamentais médios para a despesa e para a receita, bem como os multiplicadores orçamentais referentes a diferentes rubricas da despesa e da receita. A primeira parte do estudo será feita através da análise dos resultados por recurso à estimação da regressão base e a segunda corresponderá à análise da regressão utilizando variáveis desagregadas.

As variáveis foram introduzidas sob a forma logarítmica, para expurgar qualquer diferença que ainda pudesse existir nas unidades existentes de cada variável, já que alguns dos dados foram recolhidos em moeda nacional<sup>50</sup>. Seguindo Burriel *et al.* (2010) foi também incluída a taxa de juro de longo prazo (10 anos) da dívida soberana (REAL\_LT\_INT\_RATE). A inclusão desta nova variável endógena prende-se com a necessidade de controlar para o serviço da dívida de cada economia, uma vez que segundo Burriel *et al.* (2010), a sua não consideração pode comprometer os resultados obtidos. Esta última variável será a última a ser introduzida na ordenação definida. Assim, variações na taxa de juro de longo prazo (REAL\_LT\_INT\_RATE) são afetadas por alterações contemporâneas nos gastos públicos, no produto, nos impostos bem como alterações sobre si própria. Foi também incluído na regressão um termo exógeno constante (C).

Para a versão desagregada do modelo, a variação da despesa pública é desagregada em transferências sociais (D\_TRANSF\_SOC), consumo intermédio (D\_INTER\_CONS), o vencimento dos funcionários públicos (D\_PUB\_WAGE) e investimento público (D\_PUB\_INVEST). Por sua vez, a variação na receita pública pode ser vista como a agregação dos pagamentos para a Segurança Social (D\_PAY\_SS), receita proveniente de impostos diretos (D\_DIRECT\_TAX) e receita proveniente de impostos indiretos (D\_INDIRECT\_TAX). São também incluídas, a taxa de juro real de longo prazo da dívida soberana e o termo constante. No Anexo A.1 pode ser consultada a listagem e descrição completa das variáveis utilizadas.

---

<sup>50</sup> Uma vez que os países pertencentes a Área Euro não aderiram todos ao mesmo tempo, podem existir dados ainda recolhidos na unidade local.



Para a versão desagregada a ordenação de Cholesky segue a lógica aplicada para o caso das variáveis agregadas, sendo D\_TRANSF\_SOC, D\_INTER\_CONS, D\_PUB\_WAGE, D\_PUB\_INVEST, OUTPUT, D\_PAY\_SS, D\_DIRECT\_TAX, D\_INDIRECT\_TAX, e por fim REAL\_LT\_INT\_RATE.

No que respeita ao número ótimo de *lags* a incluir na especificação do modelo, foi seguido o critério de Schwartz. Com base em dados de frequência anual, foi incluído o *lag* de um período (ano), uma vez que este é o valor que minimiza o teste estatístico em causa.

Os dados relativos às variáveis necessárias foram extraídos da base de dados AMECO<sup>51</sup> para um conjunto de 17<sup>52</sup> países da Área Euro (Alemanha, Áustria, Bélgica, Eslováquia, Eslovénia, Espanha, Estónia, Finlândia, França, Grécia, Irlanda, Itália, Letónia, Lituânia, Luxemburgo, Países Baixos e Portugal), durante o período de 1995 até 2013<sup>53</sup>.

### **3.2.2. Identificação dos momentos de introdução de reformas estruturais**

No que respeita ao processo de inclusão das reformas estruturais no modelo, seguir-se-á um método semelhante ao utilizado por Bouis *et al.* (2012) na identificação de “choques reformistas” nos mercados de trabalho e de produtos e nos sistemas de tributação e de pensões. O processo de identificação do “choque reformista” está subjacente a análise de um conjunto de indicadores, apresentados no Quadro 4<sup>54</sup>.

---

<sup>51</sup> A AMECO é uma base de dados macroeconómicos de frequência anual desenvolvida pela Direção geral da Comissão Europeia para Assuntos Económicos e Financeiros. A base cobre o período desde 1960 até 2018 (previsões) para o conjunto de países da União Europeia, países candidatos e alguns membros da OCDE (Estados Unidos, Japão, Canada, Suíça, Noruega, Islândia, México Coreia, Austrália e Nova Zelândia).

<sup>52</sup> Não foram utilizados os 19 membros da Área Euro uma vez que a informação estatística necessária sobre Chipre e Malta está extremamente incompleta.

<sup>53</sup> No que diz respeito aos dados utilizados para identificar reformas estruturais (ver secção seguinte), não foram ainda disponibilizados dados mais recentes.

<sup>54</sup> Para informação mais detalhada ver Anexo A.2.

**Quadro 4 – Indicadores de reformas estruturais, definições e fontes.**

<b>Indicador de Política</b>	<b>Indicador quantitativo</b>	<b>Fontes</b>
Proteção aos desempregados	Taxa de substituição da remuneração do trabalho (média de 5 anos)	<i>OCDE, Benefits and Wages Statistics</i>
Proteção laboral <sup>55</sup>	Índice compósito sobre legislação laboral <sup>56</sup>	<i>OECD, Employment and Labour Market Statistics Database</i>
Políticas ativas de emprego (PAE)	Percentagem de gastos públicos em políticas de formação e de incentivo ao emprego	<i>OECD, Employment and Labour Market Statistics Database</i>
Regulação no mercado de produto <sup>58</sup>	Índice compósito sobre regulação do mercado <sup>57</sup>	<i>OECD, Product Market Regulation Database</i>
Estrutura tributária	Percentagem de impostos diretos no total de receitas de impostos	<i>OECD, Tax Statistics Database</i>
Sistema de pensões	Idade média de reforma	Estimativa da OCDE com base no <i>European Union Labour Force Survey</i>

Os autores identificam como reforma estrutural uma diminuição significativa num qualquer destes indicadores, excetuando os que se referem à idade média de reforma e aos gastos em políticas ativas de emprego. Nestes dois últimos casos, um aumento significativo identificará uma reforma estrutural na área em causa. Bordon *et al.* (2016) utilizam a mesma abordagem na construção da variável que identifica a

<sup>55</sup> Tanto o índice de proteção laboral como o de regulação do mercado de produtos seguem uma escala que varia entre 0 e 6, sendo que os valores mais elevados traduzem um maior grau de proteção laboral ou de regulação do mercado de produtos, respetivamente.

<sup>56</sup> Bordon *et al.* (2016) alertam para o facto de que estes índices compósitos, apesar de muito informativos, não conseguirem resumir toda a complexidade inerente a avaliação do grau de proteção laboral.

<sup>57</sup> Este índice apenas usa informação sobre os setores da energia, da comunicação e dos transportes, o que pode influenciar os resultados obtidos, na medida em que se tratam de setores, maioritariamente, *up-stream*.

reforma e, seguindo Bouis *et al.* (2012), estabelecem um conjunto de critérios a partir dos quais uma variação num dos indicadores é considerada como reforma.

No presente estudo, e tendo como ponto de partida os estudos de Bordon *et al.* (2016) e Bouis *et al.* (2012), a construção da variável reforma estrutural obedece a dois critérios. Em primeiro lugar, a variação de um dos indicadores quantitativos, deve ser no sentido da sua diminuição (com exceção dos casos das PAE e da idade de reforma, como já foi mencionado). Neste sentido, não serão consideradas reversões ou alterações em sentido contrário. O segundo critério prende-se com a dimensão da variação a partir da qual determinada alteração é tida como uma reforma estrutural. Bouis *et al.* (2012) consideram que a variação no indicador, de um determinado país, representa um choque reformista quando esta excede em duas vezes um desvio-padrão da sua variação média anual. Já Bordon *et al.* (2016) diminui o limite para o desvio-padrão, a fim de obter um número superior de observações. No presente estudo serão utilizados os dois critérios de dimensão distintos, descritos no Quadro 5. A utilização dos diferentes critérios prende-se com o grau de refinamento na identificação de reformas. O primeiro critério permite obter um maior número de observações para cada tipo de episódio; no entanto, capta variações de menor dimensão. Por seu turno, o segundo critério permite identificar alterações mais significativas de política, mas conduz a um menor número de observações captadas, podendo pôr em causa os resultados obtidos com a estimação.

**Quadro 5 – Critérios de dimensão para a identificação de choques reformistas**

Critério 1	Variação no indicador superior ao desvio-padrão da variação média anual
Critério 2	Variação no indicador superior a duas vezes o desvio-padrão da variação média anual

Identificados os episódios reformistas (Anexos A.3 até A.8), é construída uma variável discreta (*dummy*), que assume o valor 1 quando se verifica um episódio de reforma e 0 no caso contrário. Este processo será efetuado separadamente para ambos os critérios para avaliar se conduzem a resultados distintos. A variável reforma é considerada exógena no VAR, uma vez que se assume que capta uma característica estrutural da economia, independente da política orçamental de gestão conjuntural e que estamos a identificar com os choques no modelo.

A introdução de uma variável exógena num modelo VAR requer alguns cuidados adicionais no que respeita à interpretação dos resultados obtidos para os valores dos multiplicadores orçamentais. Quando é estimada a versão base da regressão, as variáveis do modelo já estão implicitamente sobre o efeito da variável exógena em causa. Quando a variável exógena é incluída de forma explícita no modelo, é expurgado o efeito que esta tem sobre as restantes variáveis do modelo. Assim sendo, quando é feita a comparação entre o modelo base com o modelo que inclui, de forma explícita a variável exógena, é possível perceber qual é o efeito remanescente sobre os multiplicadores após isolar o impacto da variável exógena - neste caso o choque reformista - (Burriel *et al.*, 2010).

Este processo de identificação de reformas permite estudar os impactos das mesmas no curto prazo. No entanto, apresenta algumas limitações: (i) não permite “captar” reformas estruturais com menores impactos nos indicadores ou aquelas que são introduzidas de forma mais gradual; (ii) não permite avaliar eventuais interações entre reformas (*i.e.*, a interação entre reformas no mercado de trabalho que incentivem a contratação e reformas ao nível da proteção laboral que facilitem os despedimentos); e (iii) não permite avaliar a dimensão da reforma uma vez que esta é introduzida no modelo sob a forma binária (Bouis *et al.*, 2012).

## 4. Análise dos resultados

No presente capítulo são apresentados e analisados os resultados obtidos com estimação de multiplicadores orçamentais, de acordo com a metodologia VAR apresentada no capítulo anterior, tentando estabelecer sempre que possível, ligações com as questões levantadas no último ponto do capítulo 2, ou seja averiguar se há lugar ou não a uma relação entre a introdução de reformas estruturais e a dimensão ou mesmo sentido do multiplicador orçamental.

Um primeiro passo passa pela apresentação e análise dos resultados obtidos sem a introdução de indicadores de reformas estruturais no modelo. Esta regressão não inclui qualquer referência à introdução de reformas estruturais, sendo apenas composta pelas variáveis dos gastos públicos, do produto real, da receita pública e da taxa de juro real. Subsequentemente, serão estimadas diversas regressões que procuram introduzir variáveis relacionadas com a identificação de reformas estruturais para, por essa via, tentar averiguar o seu impacto sobre os multiplicadores orçamentais.

Adicionalmente, e previamente à estimação e análise dos resultados, foram realizados alguns testes sobre a especificação do modelo utilizado, recorrendo a instrumentos disponíveis no programa *Eviews*. Em primeiro procurou-se averiguar se as variáveis utilizadas são ou não estacionárias (condição para utilizar a metodológica VAR corretamente). Assim, foi conduzido um teste de raiz unitária para dados em painel (balanceado) sobre as variáveis orçamentais utilizadas na regressão base (a despesa pública, o produto e os impostos). Por defeito, o *Eviews* apresenta os resultados sumários de cinco testes distintos.<sup>58</sup> Como se pode verificar pela análise do Quadro 6, todas as variáveis são estacionárias quando introduzidas em primeiras diferenças.

---

<sup>58</sup> Os testes incluídos na medida sumária são *Common root - Levin, Lin, Chu*, *Common root - Breitung*, *Individual root - Im, Pesaran, Shin*, *Individual root - Fisher – ADF* e *Individual root - Fisher – PP*.

**Quadro 6 – Teste de raiz unitária sobre as variáveis da regressão base.**

Variável	Nível ( <i>p-value</i> )	1ª Diferença ( <i>p-value</i> )
Despesa pública	0.9869	0.000
Produto	0.2203	0.000
Impostos	0.6451	0.000

De seguida, confirmou-se a escolha do número de *lags* a incluir na regressão. Como é possível confirmar no Quadro 7, de acordo com o critério de Schwartz o número ótimo de *lags* a incluir é 1, uma vez que este é o número que permite minimizar o teste estatístico (-7.576843).

**Quadro 7 – Número ótimo de *lags*.**

Número de <i>lags</i>	Critério de informação de Schwarz
0	-6.899486
1	-7.576843
2	-7.382014
3	-7.145582
4	-6.869142
5	-6.508924
6	-6.447241
7	-6.037349
8	-5.872612

Por último, foi levado a cabo um teste de estabilidade do modelo VAR. Um modelo VAR é estável quando todas as raízes do polinómio característico são inferiores à unidade (em módulo). Como é possível observar no Quadro 8, a regressão base cumpre a condição de estabilidade<sup>59</sup>.

---

<sup>59</sup> Quando a estimação é realizada de forma desagregada, também é verificada a condição de estabilidade.

**Quadro 8 – Teste de estabilidade da regressão base.**

<b>Raiz do polinómio característico</b>	<b>Módulo</b>
0.52095 – 0.242350i	0.574566
0.52095 – 0.242350i	0.574566
0.408923	0.408923
-0.010202	0.010202

*Nenhuma raiz superior à unidade.*

*VAR satisfaz condição de estabilidade*

#### **4.1. Multiplicadores orçamentais na Área Euro\_ regressão base**

##### **4.1.1. Multiplicadores orçamentais da despesa e receita pública agregados**

Os resultados referentes à estimação da regressão base, com as variáveis agregadas (despesa pública, produto, impostos e taxa de juro real de longo prazo, seguindo a ordenação de Cholesky), são apresentados no Anexo A.9.

A principal conclusão que é possível retirar da análise dos resultados obtidos prende-se com a significância global das quatro equações, para um nível de significância de 5%. Uma vez que o valor do F-Estatístico observado para cada uma das quatro equações é superior ao F-crítico (2,4058)<sup>60</sup>, é possível concluir pela rejeição da hipótese de não significância global da regressão base.

Os coeficientes apresentados no *output* da estimação por si só não devem ser diretamente interpretados, uma vez que cada uma das variáveis endógenas incluídas na regressão é explicada por uma equação composta por outras variáveis em *lag* que, por seu turno, resultam de outras equações.

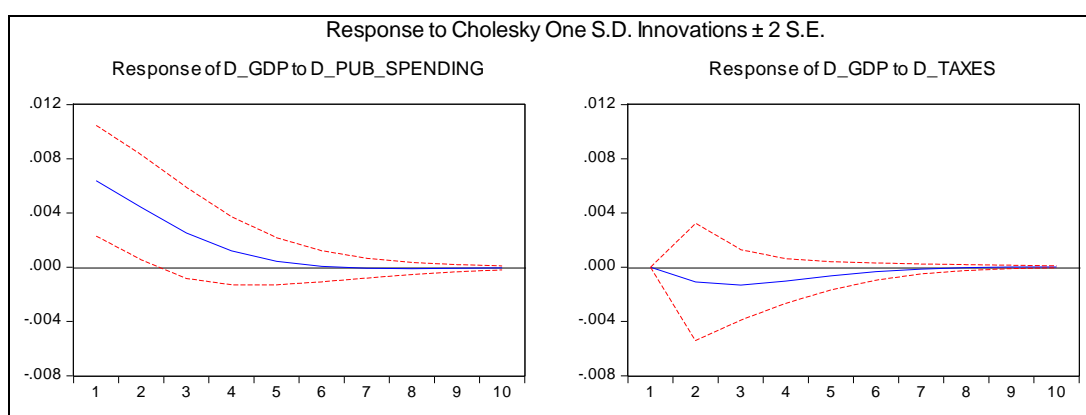
Atendendo às funções resposta-impulso<sup>61</sup> visíveis na Figura 2, é possível afirmar que a despesa pública tem um impacto positivo sobre o produto, enquanto a receita

<sup>60</sup> O valor para o F-crítico foi obtido utilizando a função @qfdist(0.95, 4, 264) no programa *Eviews*8.

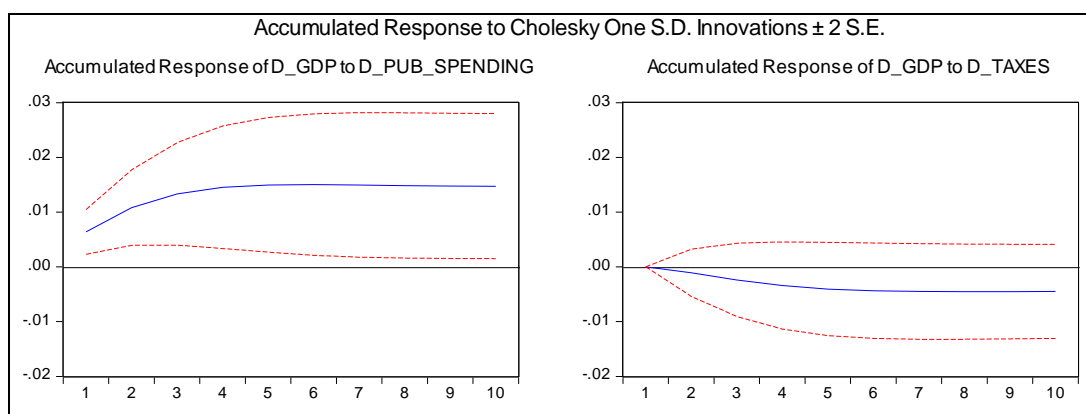
<sup>61</sup> A resposta-impulso segue o efeito do choque inicial (inovações) nos valores, presentes e futuros, das variáveis endógenas do modelo. Nos casos em que o VAR é estável, a função resposta-impulso deve

pública apresenta um impacto negativo, mas não estatisticamente diferente de zero sobre o produto - quando a banda de confiança para as funções resposta-impulso inclui a reta horizontal 0, não há significância estatística da resposta. No que respeita à informação contida na Figura 3, a despesa pública aparenta ter um impacto cumulativo positivo sobre o produto, enquanto a resposta acumulada de um choque na receita ilustra um impacto nulo sobre o produto.

**Figura 2 – Funções resposta-impulso do produto à despesa e receita pública, regressão base (amostra completa).**



**Figura 3 – Funções resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita públicas, regressão base (amostra completa).**



A relevância das funções resposta-impulso e resposta-impulso acumulada não se esgota na sua análise gráfica. Estas são a peça fundamental para o cálculo do valor dos

desvanecer até ao eixo horizontal, enquanto a resposta acumulada deve tender para uma assíntota constante, diferente de zero.



multiplicadores orçamentais, uma vez que estes não são obtidos pela leitura direta dos valores fornecidos pelas funções.

De forma análoga a autores como Burriel *et al.* (2010) e Pereira e Roca-Sagalés (2011), o valor do multiplicador orçamental, para cada período, é obtido pelo rácio entre a elasticidade do produto relativamente ao instrumento de política orçamental (neste caso a despesa ou a receita) e o peso da variável orçamental no produto. A primeira componente do cálculo do multiplicador da despesa (receita) é obtida diretamente através das funções, pelo rácio entre a resposta cumulativa do produto à despesa (receita) e a resposta do impulso da despesa (receita) sobre si própria, ou seja, o choque inicial. A segunda componente é facilmente obtida pelo rácio entre o volume médio da despesa (receita) e o volume médio do produto (na amostra de países em causa).

Atendendo aos valores obtidos para os multiplicadores da despesa e da receita apresentados no Quadro 9, concluímos que o multiplicador da despesa pública é superior ao da receita, quando comparados em módulo. No impacto, a estimativa obtida para o multiplicador da despesa é de 0,441, valor que passa para 1,036 no 5º ano após o choque orçamental e para 1,019 ao fim de 10 anos. O valor obtido pode ser interpretado como o efeito gerado no produto em resultado de um aumento da despesa pública em 1 euro. Assim, por exemplo, para o 5º ano após o choque, estima-se que na sequência de um aumento de 1 euro nos gastos públicos, haja lugar a um aumento do produto em, aproximadamente, 1,04 euros.

Por sua vez, as estimativas obtidas para o multiplicador da receita são de -0,107 no impacto, de -0,401 no período 5 e de -0,446 passados 10 anos.

**Quadro 9 – Multiplicadores orçamentais da despesa e receita pública, regressão base (amostra completa)**

Anos após choque	Multiplicadores	
	Despesa Pública	Receita Pública*
1	0,441 <sup>62</sup>	0,000
2	0,747	-0,107
3	0,922	-0,237
4	1,006	-0,338
5	1,036 <sup>63</sup>	-0,401
6	1,040	-0,433
7	1,035	-0,446
8	1,028	-0,449
9	1,022	-0,448
10	1,019	-0,446

\*Estatisticamente não diferente de 0.

Nota: Cálculos realizados pela autora.

Uma vez que a amostra utilizada incorporou um período de crise económica na Área Euro, foram adicionalmente efetuadas duas estimações, em tudo semelhantes à anterior, dividindo a amostra em dois grupos. O primeiro grupo abrange o período de 1995 até 2007 (período de pré-crise) e o segundo de 2008 até 2013 (período de crise). Ao reestimar o modelo para os dois períodos, pretende-se averiguar se a inclusão deste intervalo conduz a alterações ou distorções significativas no valor dos multiplicadores orçamentais.

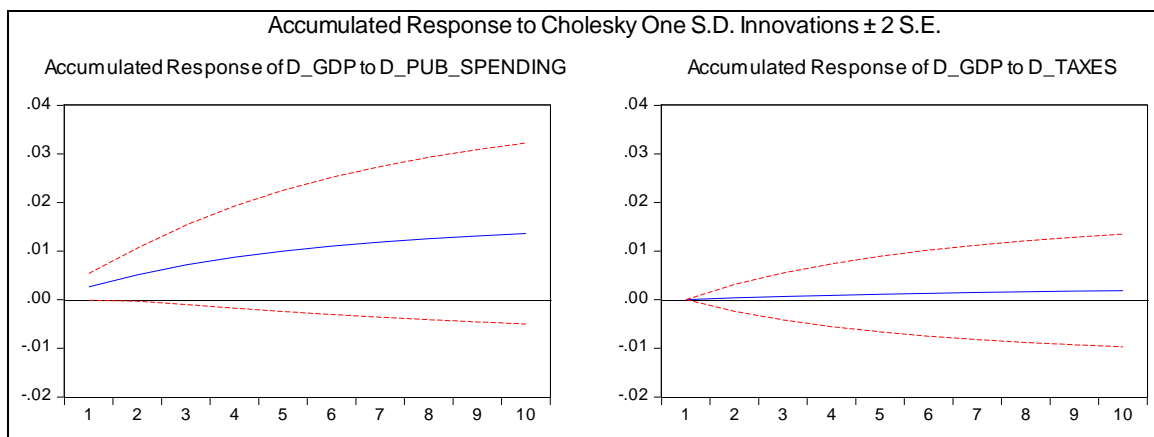
Nos Anexos A.11 e A.12 são apresentados os resultados para ambos os contextos. As Figuras 4 e 5 ilustram, respetivamente, as funções resposta-impulso acumulada do produto a um choque na despesa e na receita pública, para os períodos considerados.

De novo, é possível afirmar que todas as equações são estatisticamente significativas uma vez que o F-Estatístico de cada uma delas é superior ao F-crítico

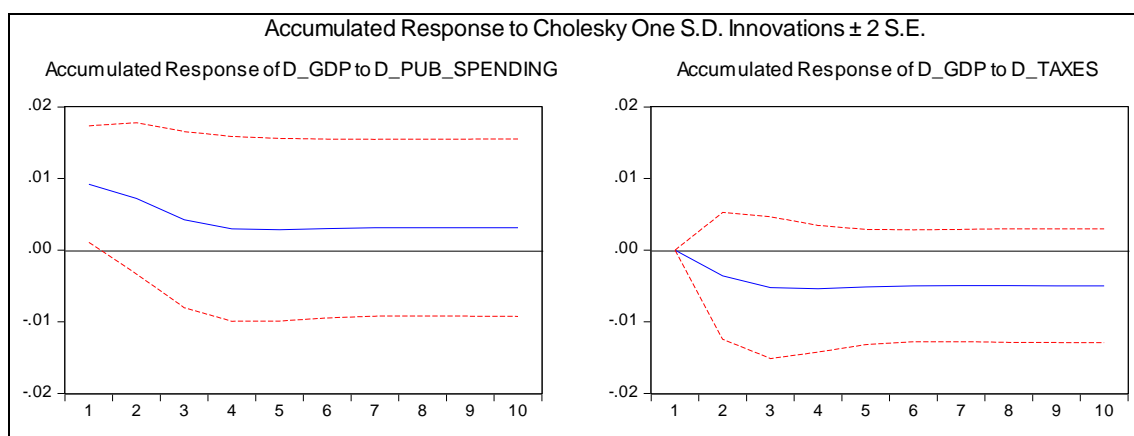
<sup>62</sup> O multiplicador da despesa pública foi obtido através do cálculo:  $0,441 = (0,006378/0,028649)/0,504338991$ . Para o período 5, o cálculo realizado foi  $1,036 = (0,014967/0,028649)/0,504338991$ . Para confirmar estes resultados, ver Anexo A.10.

(para a estimação relativa ao período de 1995 até 2007 o F-crítico é 2,4264, e para o período de 2008 até 2013 é 2,4636).

**Figura 4 – Funções resposta-impulso acumuladas do produto à despesa e à receita pública, regressão base (amostra 1995-2007).**



**Figura 5 - Funções resposta-impulso acumuladas do produto à despesa e à receita pública, regressão base (amostra 2008-2013)**



Atendendo às funções impulso-resposta e resposta acumulada (Figuras 4 e 5), confirma-se a relação positiva entre a despesa pública e o produto, e o impacto negativo da receita pública sobre o produto; no entanto, em ambas as figuras, as respostas-impulso não são estatisticamente significativas para praticamente todos os períodos. Não obstante, e com a necessária prudência na interpretação dos valores, foram calculados os multiplicadores da despesa para os dois primeiros anos para a amostra de 1995 até 2007 e para os primeiros anos na amostra de 2008 até 2013, uma vez que, para esse curto período, as bandas de confiança não incluem o eixo horizontal (e, portanto, os

valores são significativamente diferentes de zero). A análise dos gráficos das figuras 4 e 5 parece, também, indiciar multiplicadores de menor dimensão, particularmente no caso da despesa pública, quando comparados com a estimação para o período de 1995 até 2013. Esta tendência parece ir de acordo com o defendido por autores como Auerbach e Gorodnichenko (2013) e Ilzetzki *et al.* (2013), de que os multiplicadores orçamentais são de maior dimensão durante recessões.

Atendendo aos valores apresentados no Quadro 10, é possível comparar as estimativas obtidas para os multiplicadores orçamentais, quando estas são significativamente diferentes de zero.

No impacto, o multiplicador da despesa pública, para a amostra de 1995 até 2008, é estimado em 0,202, ou seja, um aumento da despesa pública em 1 euro traduz-se num aumento de 0,202 euros no produto. Por seu turno, durante os anos 2008 até 2013, um aumento de 1 euro na despesa seria catalisador de um aumento de 0,56 euros do produto. Quando comparados com os resultados obtidos para a amostra completa, é possível afirmar que, no impacto, o valor obtido para o multiplicador da despesa pública no período pré-crise (1995-2007) é inferior. Assim um aumento da despesa pública, apresenta um impacto menor sobre o produto quando são excluídos os anos de 2008 até 2013 da amostra. No que respeita ao resultado obtido para a amostra que capta o período de crise económica, financeira e da dívida soberana (2008-2013), este apresenta-se superior ao valor estimado para a amostra completa (diferença que se acentua quando comparado com o multiplicador da despesa pública obtido para o período de 1995 até 2007).

As estimativas para o multiplicador da despesa pública no segundo ano após o choque orçamental, ilustram o agravamento das diferenças verificadas no impacto, entre os resultados para a amostra completa (onde o multiplicador da despesa atinge os 0,747) e a amostra que apenas inclui os anos de 1995 até 2007 (onde o multiplicador não ultrapassa os 0,393). Não é efetuada qualquer comparação com a amostra que engloba os anos entre 2008 e 2013, uma vez que os resultados não são estatisticamente diferentes de zero.

Os resultados obtidos para o multiplicador da despesa são particularmente interessantes uma vez que parecem apontar para a importância do papel das restrições de liquidez das famílias e das empresas na resposta ao choque orçamental. De forma

análoga ao previsto pela literatura, em períodos ditos normais, as famílias e as empresas estão sujeitas a menores restrições de liquidez, havendo uma diminuição do efeito riqueza de uma ação de política orçamental e, portanto, será expectável um multiplicador orçamental da despesa pública de menor dimensão (Battini *et al.*, 2014 e Corsetti *et al.*, 2012).

Não obstante, importa lembrar que estes resultados foram obtidos para uma amostra de pequena dimensão, o que pode influenciar as estimativas obtidas.

**Quadro 10 – Multiplicadores orçamentais da despesa e receita pública (amostra completa, 1995-2007 e 2008-2013).**

Período	Amostra completa		1995-2007		2008-2013	
	Despesa Pública	Receita Pública*	Despesa Pública	Receita Pública*	Despesa Pública	Receita Pública*
1	0,441	0,000	0,202	0,000	0,560	0
2	0,747	-0,107	0,393	0,041	0,439*	-0,308
3	0,922	-0,237	0,547*	0,073	0,258*	-0,445

\*Não significativamente diferente de zero

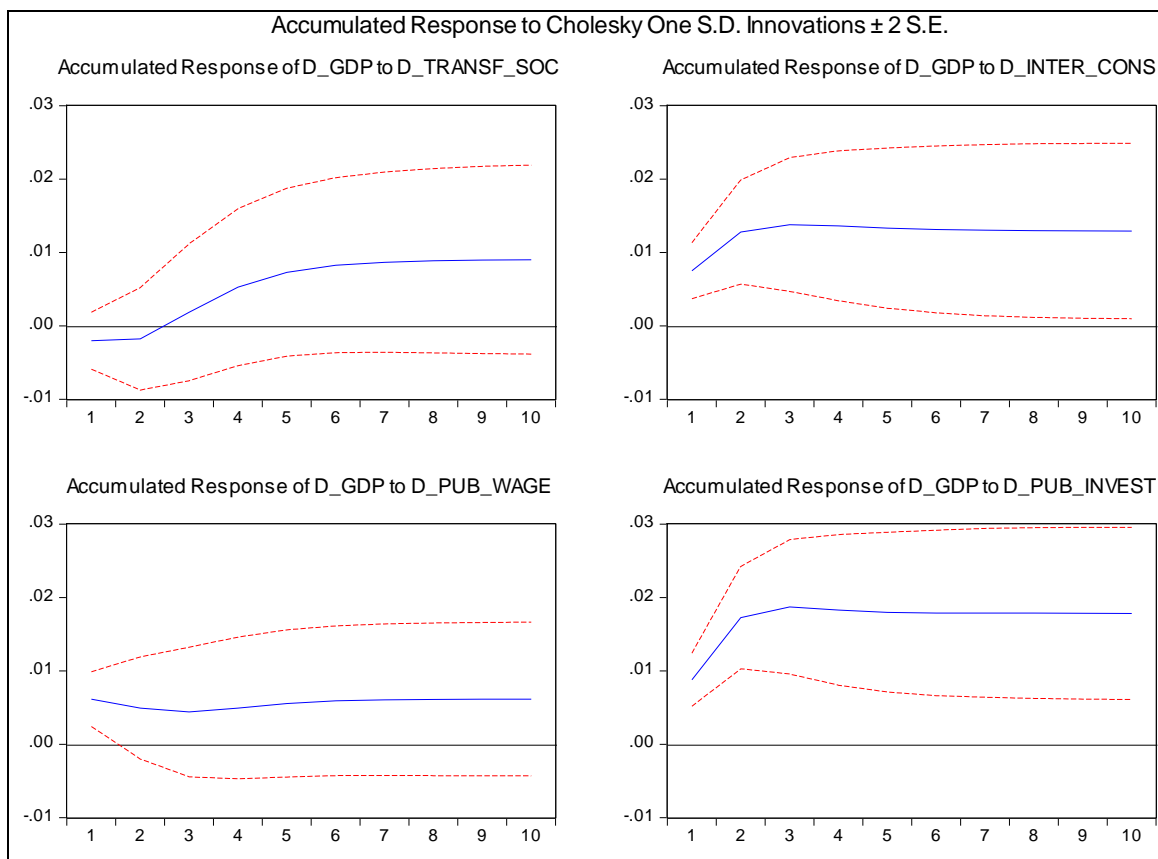
Nota: cálculos realizados pela autora

#### **4.1.2. Multiplicadores orçamentais desagregados por componente da despesa e da receita pública**

É igualmente interessante tentar perceber se o impacto da política orçamental varia em conformidade com o instrumento utilizado. Este tipo de análise permite perceber quais os instrumentos da despesa e da receita com maior impacto sobre o produto, sendo potencialmente mais eficazes na persecução dos objetivos das autoridades de política.

No Anexo A.13 é apresentada a regressão desagregada para o período 1995-2013, e na Figura 6 a respetiva função resposta-impulso acumulada, para as componentes da despesa pública, nomeadamente transferência sociais, salários da função pública, consumos intermédios e investimento público.

**Figura 6 – Funções resposta-impulso acumuladas do produto às diferentes componentes da despesa pública (amostra completa)**



Atendendo às estimativas para os multiplicadores orçamentais de cada componente da despesa pública apresentadas no Quadro 11, é possível concluir que o instrumento com maior capacidade de influenciar o produto no imediato são os consumos intermédios, sendo que um aumento de 1 euro nos gastos com esta rubrica induz um aumento de 2,914 euros no produto. O investimento público e os salários pagos à função pública também apresentam um impacto semelhante, sendo apenas ligeiramente inferior no impacto. Com a passagem do tempo, tanto os consumos intermédios como o investimento público produzem um impacto superior sobre o produto, estimando-se um multiplicador de 5,170 e 4,931, respetivamente, no 5º período e de 5,010 e 4,885 no final do 10º período. Os salários pagos aos funcionários públicos só têm impacto significativo no produto no impacto e as transferências não têm impacto estatisticamente significativo sobre o produto. As estimativas para o multiplicador orçamental associado às transferências sociais não são apresentadas uma vez que estas não são significativamente diferente de zero.

**Quadro 11 - Multiplicadores orçamentais da despesa pública por componente (amostra completa).**

Período	Multiplicadores		
	Consumo Intermediário	Salários da função pública	Investimento público
1	2,914	2,227	2,409
2	4,961	1,784*	4,730
3	5,356	1,590*	5,133
4	5,293	1,786*	5,017
5	5,170	2,012*	4,931
6	5,097	2,142*	4,907
7	5,061	2,197*	4,904
8	5,038	2,218*	4,899
9	5,021	2,226*	4,892
10	5,010	2,230*	4,885

\*Não significativamente diferente de zero

Nota: Cálculos realizados pela autora.

São ainda apresentadas nos Anexos A.14 e A.15 os outputs das regressões com as variáveis orçamentais desagregadas, para os períodos de 1995 até 2007 e 2008 até 2013, a fim de apresentar o impacto que a conjuntura económica possa ter sobre os mesmos. São, também, apresentadas as respetivas funções resposta acumulada nos Anexos A.16 e A.17.

No Quadro 12, são apresentadas as estimativas obtidas para os multiplicadores orçamentais associados as diferentes rubricas da despesa pública, para as diferentes amostras. As estimativas para o multiplicador orçamental associado às transferências sociais não são apresentadas uma vez que à semelhança do que ocorre na amostra completa, tanto para o período de 1995 até 2007, como para o período de 2008 até 2013 este não é significativamente diferente de zero.

De forma genérica, da análise do Quadro 12 é possível concluir que a dimensão do multiplicador orçamental associado aos consumos intermédios, para a amostra de 2008 até 2013, é superior durante os 3 primeiros anos após o choque orçamental quando

comparado com a amostra completa período de 2008 até 2013<sup>63</sup>. No entanto, a partir do 4º ano, este comportamento é revertido, passando a estimativa do multiplicador a ser superior no caso da amostra completa. Este resultado parece apontar para um esgotamento mais acelerado dos efeitos de um aumento dos consumos intermédios sobre o produto. Uma potencial explicação passa por um eventual sentimento de desconfiança e de falta de credibilidade perante a ação das autoridades de política económica, bem como um possível comportamento mais precaucionário dos agentes económicos, no sentido de aumentarem as suas poupanças em vez de consumirem o rendimento adicional, em resultado de fortes restrições de liquidez e da incerteza face ao futuro (por exemplo uma maior probabilidade de desemprego).

No que respeita ao multiplicador associado aos salários pagos à função pública, são apenas comparadas as estimativas obtidas para o impacto para a amostra completa e para o período de 2008 até 2013, uma vez que os restantes resultados obtidos não são estatisticamente diferentes de zero. Assim, no impacto, um aumento de um euro na despesa com o pagamento de salários à função pública traduz-se num aumento do produto em 4,823 euros, durante o período de 2008 até 2013, e de apenas 2,227 euros para a amostra completa.

Por último, as estimativas obtidas para multiplicador do investimento público, apenas são comparáveis entre a amostra completa e o período de 1995 até 2007 (as estimativas obtidas para os anos de 2008 até 2013 não são significativamente diferentes de zero). Os valores obtidos para a amostra completa apresentam um valor superior, quando comparado com os resultados obtidos para o período de 1995 até 2007, estimando-se em 2,469 no impacto (contra apenas 1,592 durante os anos de 1995 até 2007), e de 5,017 no final do 4º ano (contra 4,745 para o período de 1995 até 2007). A partir do 5º ano, os resultados obtidos para o período pré-crise (1995-2007) ilustram um multiplicador associado ao investimento público superior face aos obtidos para a amostra completa (5,437 e 4,931 respetivamente). Adicionalmente, verifica-se que contrariamente ao que acontece para a amostra completa (em que a dimensão do multiplicador do investimento público vai diminuindo ligeiramente até ao final do 10º ano), para o período de 1995 até 2007, os valores obtidos parecem ir de encontro com

---

<sup>63</sup> Não é efetuada qualquer comparação com o multiplicador associado ao consumo intermédio estimado para o período de 1995 até 2007, uma vez que este não é significativamente diferente de 0.



um reforço significativo do impacto positivo de um aumento da despesa com investimento público sobre o produto. No final do 10º ano, estima-se que um aumento de 1 euro na despesa em investimento público se traduza num aumento de 7,274 euros no produto.

**Quadro 12 – Multiplicadores orçamentais da despesa pública por componente (amostra completa, 1995-2007 e 2008-2013).**

Período	Multiplicadores								
	Consumos intermédios			Salários da função pública			Investimento público		
	1995-2013	1995-2007*	2008-2013	1995-2013	1995-2007*	2008-2013	1995-2013	1995-2007	2008-2013*
1	2,914	0,304	4,390	2,227	0,290	4,823	2,409	1,592	1,003
2	4,961	-0,164	6,138	1,784*	0,886	3,862	4,730	2,878	3,182
3	5,356	-0,417	5,479	1,590*	1,318	1,521*	5,133	3,915	2,823
4	5,293	-0,590	4,430	1,786*	1,672	1,556*	5,017	4,745	2,466
5	5,170	-0,723	4,564	2,012*	1,935	2,379*	4,931	5,437	2,463
6	5,097	-0,831	4,914	2,142*	2,140	2,575*	4,907	6,013	2,677
7	5,061	-0,921	4,953	2,197*	2,300	2,310*	4,904	6,501	2,708
8	5,038	-0,995	4,819	2,218*	2,430	2,185*	4,899	6,917	2,646
9	5,021	-1,059	4,776	2,226*	2,536	2,251*	4,892	7,274	2,615
10	5,010	-1,112	4,811	2,230*	2,623	2,311*	4,885	7,582	2,631

\*Não significativamente diferente de zero

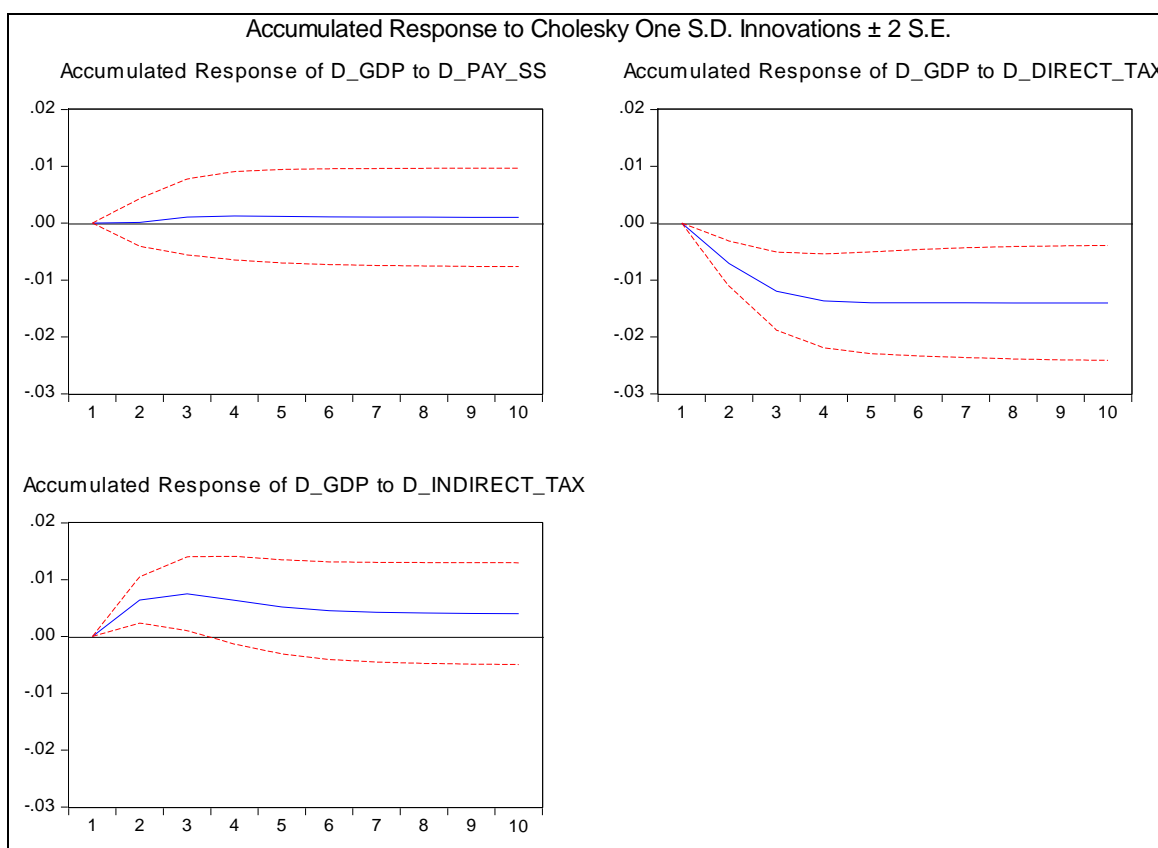
Nota: Cálculos realizados pela autora.

Os resultados obtidos para o multiplicador associado a diferentes instrumentos da despesa pública parecem indiciar importantes diferenças entre o tipo de políticas orçamentais a aplicar, em conformidade com a conjuntura económica. Em períodos ditos normais (neste caso os anos de 1995 até 2007) o investimento público apresenta-se como o instrumento com maior capacidade de influenciar o produto, particularmente em horizontes temporais mais alargados, muito provavelmente devido aos efeitos que este repercute sobre toda a economia. Diferentemente, quando uma economia enfrenta um período de recessão, a despesa pública em consumos intermédios, bem como os salários

pagos à função pública assumem um papel mais relevante no impacto, possivelmente em resultado do maior número de agentes que enfrentam restrições de liquidez acentuadas.

Um processo idêntico foi levado a cabo para as diferentes componentes da receita (contribuições para a Segurança Social, impostos diretos e impostos indiretos).

**Figura 7 – Função resposta-impulso acumuladas do produto às diferentes componentes da receita pública (amostra completa)**



Atendendo ao comportamento das funções resposta-impulso acumuladas ilustradas na Figura 7 e as estimativas para os diferentes multiplicadores presentes no Quadro 13, os impostos diretos sobre o rendimento são a única rubrica da receita que apresenta um impacto negativo e estatisticamente significativo sobre o produto. Estima-se que um aumento de 1 euro na receita proveniente deste instrumento se traduza numa redução de 0,997 euros no produto, no impacto e de 1,967 no final do 10º ano. As contribuições para a Segurança Social aparentam não ter impacto sobre o produto para qualquer horizonte temporal. Tanto os impostos diretos como as contribuições para a

Segurança Social afetam o rendimento disponível e, portanto, as decisões de consumo e poupança. Assim, será de esperar que um aumento em qualquer uma destas rubricas conduza a uma diminuição do consumo. Ainda que tal se verifique para o caso dos impostos diretos, o mesmo não se pode afirmar quanto as contribuições para a Segurança Social. Uma possível explicação para tal comportamento pode estar relacionada com a perceção dos agentes, que podem considerar as contribuições para a Segurança Social como uma fonte de rendimento futura cativa para situações de não-trabalho (por exemplo através de subsídios ou pensões).

**Quadro 13 – Multiplicadores orçamentais da receita pública por componente (amostra completa).**

Período	Multiplicadores	
	Impostos diretos	Impostos indiretos
1	0,000	0,000
2	-0,997	1,284
3	-1,677	1,504
4	-1,919	1,276*
5	-1,964	1,040*
6	-1,964	0,908*
7	-1,964	0,850*
8	-1,966	0,825*
9	-1,967	0,811*
10	-1,967	0,802*

\*Não significativamente diferente de zero

Nota: Cálculos realizados pela autora

O resultado mais surpreendente é o obtido para o multiplicador dos impostos indiretos, que se esperaria negativo, mas que, no curto prazo, até 2 períodos após o choque, tem impacto positivo sobre o produto. Os impostos indiretos, embora não afetem o rendimento disponível, alteram o nível de preços de uma economia. Assim, um aumento desta rubrica leva a um aumento no nível de preços no consumidor, que poderia degradar o valor da riqueza e, conseqüentemente, diminuir o consumo. Este tipo de resultados, embora fora do comum, não são inexistentes na literatura sobre multiplicadores orçamentais. Afonso e Sousa (2012) encontram resultados semelhantes,

colocando como possível motivo significativo um efeito *crowding-in*, que gera um aumento do produto.

**Quadro 14 – Multiplicadores orçamentais da receita pública por componente  
(amostra completa, 1995-2007 e 2008-2013).**

Período	Multiplicadores					
	Impostos diretos			Impostos indiretos		
	1995- 2013	1995- 2007*	2008- 2013	1995- 2013	1995- 2007*	2008- 2013
1	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	-0,997	-0,084	-1,196	1,284	0,127	1,519
3	-1,677	-0,157	-1,586	1,504	0,159	0,897*
4	-1,919	-0,217	-1,198	1,276*	0,199	0,260*
5	-1,964	-0,271	-0,978	1,040*	0,248	0,232*
6	-1,964	-0,320	-1,062	0,908*	0,304	0,454*
7	-1,964	-0,364	-1,159	0,850*	0,360	0,492*
8	-1,966	-0,403	-1,148	0,825*	0,415	0,420*
9	-1,967	-0,438	-1,111	0,811*	0,467	0,387*
10	-1,967	-0,469	-1,106	0,802*	0,514	0,407*

\*Não significativamente diferente de zero.

Nota: Cálculos realizados pela autora.

De igual forma ao que foi efetuado para as várias componentes da despesa, foram calculados os multiplicadores para os dois períodos, pré-crise e crise<sup>64</sup>. No Quadro 14 são comparados os resultados obtidos para os multiplicadores orçamentais associados a diferentes instrumentos da receita pública para a amostra completa e para os períodos 1995 -2007 e 2008 -2013 (uma vez que as contribuições para a segurança social não são significativamente diferentes de zero em nenhuma das situações, estas não são apresentadas).

Pela leitura do Quadro 14, o multiplicador associado aos impostos diretos, em apresenta, tal como esperado, um sinal negativo, quer quando considerada a amostra

<sup>64</sup> As funções resposta-impulso acumuladas do produto às várias componentes da receita são reportadas nos mesmos anexos que as funções resposta-impulso acumuladas do produto às várias componentes da despesa (Anexos A.16 e A.17), para os respetivos períodos.

completa, quer para o período de 2008 -2013. O impacto que um aumento dos impostos diretos tem sobre o produto é superior para o período de crise. No entanto, esta situação apenas se verifica no 2º ano após o choque orçamental, sendo que a partir desse momento o multiplicador estimado para a amostra completa apresenta sistematicamente uma dimensão superior. Em ambas as situações o multiplicador estimado é superior (ou muito próximo) da unidade. O impacto negativo do produto de um aumento dos impostos diretos, num período de recessão vai de acordo com a posição de vários autores, que alertam para o possível efeito nefasto de consolidações orçamentais em períodos de recessão económica.

No que respeita ao multiplicador orçamental associado aos impostos indiretos, a sua comparação apenas pode ser feita para o 2º ano, uma vez que os resultados obtidos para o período 2008 -2013 deixam de ser significativamente diferentes de zero a partir desse momento. Assim, quando comparado com a amostra completa, o multiplicador estimado apresenta também um sinal positivo, mas uma dimensão ligeiramente superior (no 2ª ano após o choque este atinge o valor de 1,519, enquanto que para a amostra completa o valor estimado é de 1,284).

Os multiplicadores estimados para o período de 1995-2007 não foram tidos em conta na comparação pois não são significativamente diferentes de zero para qualquer um dos instrumentos da receita pública.

## **4.2. Multiplicadores orçamentais e reformas estruturais na Área Euro**

O objetivo da presente secção é verificar se a introdução de diferentes medidas de reformas estruturais tem influência sobre a dimensão ou o sentido do multiplicador orçamental, e se é possível estabelecer algum tipo de inferência para a condução da política orçamental na presença de reformas estruturais. Para tal, foram conduzidas diversas estimações onde foram incluídas variáveis binárias exógenas, que identificam os momentos de introdução dessas medidas de reforma<sup>65</sup> (*i.e.*, assumem o valor 1),

---

<sup>65</sup> Os episódios foram identificados segundo os critérios apresentado no Quadro 5 do capítulo 3.

nomeadamente: redução do grau de proteção laboral, aumento dos gastos em políticas ativas de emprego, redução dos benefícios aos desempregados, redução da regulação no mercado de produtos, aumento da idade média de reforma e alterações no sistema tributário (diminuição permanente do peso dos impostos diretos)<sup>66</sup>. Estes indicadores de reformas estruturais, e respetivas fontes estatísticas, foram apresentados no Quadro 4 (capítulo 3).

Quando se pretende comparar, num modelo VAR, os resultados obtidos quando se efetua uma estimação com uma variável exógena, com os resultados de uma estimação que não inclua esta mesma variável, deve ser tido em conta que quando a estimação não inclui a variável exógena, as variáveis endógenas empregues na estimação também já estão sobre o seu efeito. Quando a regressão é estimada incluindo a variável exógena de reforma, a dinâmica das variáveis endógenas não está a ser afetada pela presença da reforma. Assim, a interpretação dos resultados obtidos em cada estimação deve ser feita considerando como referência a regressão onde a variável reforma não é incluída de forma explícita<sup>67</sup>. O período temporal base utilizado nesta análise é o período amostral completo, ou seja, de 1995 até 2013<sup>68</sup>.

#### **4.2.1. Redução do nível de proteção laboral**

No Quadro 15 são confrontados os resultados obtidos com a estimação das regressões base (despesa e receita pública agregadas) com e sem variável binária exógena, que identifica o momento de introdução de uma reforma estrutural relativa à redução da proteção laboral numa economia.

---

<sup>66</sup> Uma vez que os resultados obtidos quando utilizado o 2º critério de identificação de reformas praticamente não se diferenciavam dos resultados obtidos com o 1º critério, apenas serão apresentados os resultados obtidos com a identificação de episódios de reformas segundo o 1º critério. No entanto, mediante pedido, todos os resultados podem ser disponibilizados.

<sup>67</sup> Burriel *et al.* (2010) explica o modo como devem ser interpretadas variáveis exógenas num modelo VAR. No seu estudo as variáveis incluídas são medidas do *stress* financeiro e fiscal de uma economia.

<sup>68</sup> Uma vez que os resultados não se apresentam, na generalidade, significativamente diferentes de 0 quando considerados os períodos parcelares 1995-2007 e 2008-2013, estes não serão reportados. No entanto, mediante pedido, todos os resultados podem ser disponibilizados.

**Quadro 15 – Efeitos da redução da proteção laboral sobre os multiplicadores orçamentais (amostra completa)<sup>69</sup>**

Período	Despesa pública		Receita pública*	
	Sem variável Reforma	Com variável Reforma	Sem variável Reforma	Com variável Reforma
1	0,441	0,341	0,000	0,000
2	0,747	0,725	-0,107	0,138
3	0,922	0,966	-0,237	0,176
4	1,006	1,093	-0,338	0,183
5	1,036	1,148	-0,401	0,178
6	1,040	1,163	-0,433	0,170
7	1,035	1,159	-0,446	0,162
8	1,028	1,148	-0,449	0,155
9	1,022	1,136	-0,448	0,150
10	1,019	1,126	-0,446	0,147

\*Não significativamente diferente de zero.

Nota: Cálculos realizados pela autora.

Nos dois primeiros anos, os resultados obtidos para multiplicador da despesa pública, na regressão que inclui a variável exógena, são inferiores aos obtidos na regressão sem variável reforma. Assim, a implementação desta medida, amplifica o impacto positivo de um aumento dos gastos públicos no produto nos primeiros 2 anos. Este resultado pode indiciar o seguinte: as famílias têm maiores restrições de liquidez quando a proteção ao emprego diminui, podendo ver os seus salários reduzidos (devido ao menor poder negocial) ou mesmo enfrentar uma situação de desemprego, devido a uma maior facilidade de despedimento para os empregadores (*e.g.*, Bouis *et al.*, 2012; Eggertsson *et al.*, 2014). Perante este potencial efeito de curto prazo associado com a redução da proteção laboral, na sequência de um aumento dos gastos públicos, sob rigidez de preços no curto prazo, será de esperar uma reação mais acentuada das famílias, nomeadamente ao nível do consumo, a uma política orçamental expansionista e, portanto, um multiplicador da despesa pública de maior dimensão. Com uma ação no

<sup>69</sup> Estimacões e funções resposta-impulso reportadas nos Anexos A.18 e A.19.

mesmo sentido sobre o multiplicador, pode estar também em causa uma eventual melhoria no saldo da balança de bens e serviços (resultante de uma maior competitividade-preço da economia) e, consequentemente, uma melhoria das contas públicas (Alcidi *et al.*, 2016). Neste contexto, será de esperar um aumento da dimensão do multiplicador da despesa pública. Adicionalmente, se os agentes assumirem a introdução da reforma como credível e duradoura, pode haver lugar a um sentimento de aumento do rendimento futuro por parte das famílias, que reforce o impacto da despesa pública no produto (*e.g.*, Anderson *et al.*, 2014; Deroose e Turrini, 2005). Estes efeitos parecem diluir o eventual impacto negativo que o aumento do número de desempregados e consequentemente das transferências sociais (associado às consequências de curto prazo da diminuição do nível de proteção laboral) teriam sobre o multiplicador da despesa pública (*e.g.*, Banerji *et al.*, 2017).

A partir do 3º ano (após o choque) o multiplicador orçamental da despesa pública é inferior, quando é considerada a reforma. A melhoria da capacidade da economia de se ajustar à conjuntura, resultante de uma maior facilidade na alocação do fator trabalho (*e.g.*, Faini *et al.*, 2006; Sajedi, 2016), parece dominar os efeitos potencialmente positivos que a redução do número de desempregados e a melhoria das contas públicas (associados à materialização da redução do grau de proteção laboral) teriam sobre a dimensão do multiplicador, para este horizonte temporal. Em particular, devido a uma maior flexibilidade nominal para este horizonte temporal, os efeitos na balança corrente e o alívio da restrição orçamental são mais fracos, sobrepondo-se os efeitos associados ao risco de despedimento e à premência da inversão da política orçamental.

No que concerne ao multiplicador da receita pública, ao longo de todo o horizonte temporal considerado, este não é significativamente diferente de zero (tal como acontece com os resultados obtidos com a regressão sem a variável reforma), logo não será alvo de análise.

#### **4.2.2. Aumento dos gastos com políticas ativas de emprego (PAE)**

No Quadro 16 são apresentados os impactos das PAE sobre os multiplicadores da despesa e da receita pública.



Mais uma vez, os impactos não são lineares sobre o multiplicador da despesa pública, mantendo a insignificância para o multiplicador da receita, apesar do sinal esperado. Até ao 7º ano, os resultados obtidos para multiplicador da despesa pública, na regressão que inclui a variável exógena, são superiores aos obtidos na regressão sem inclusão da *dummy*, ou seja, medidas de aumento dos gastos com PAE reduzem a dimensão do multiplicador da despesa. Este resultado parece ir de acordo com o esperado, uma vez que a introdução deste tipo de reforma estrutural implica gastos públicos adicionais avultados, que se podem repercutir negativamente sobre o estado das contas públicas (Cacciatori *et al.*, 2012). Perante uma maior degradação do estado das contas públicas, será de esperar um multiplicador da despesa pública inferior.

**Quadro 16 – Efeitos do aumento dos gastos com PAE sobre os multiplicadores orçamentais (amostra completa)<sup>70</sup>.**

Período	Despesa pública		Receita pública*	
	Sem variável Reforma	Com variável Reforma	Sem variável Reforma	Com variável Reforma
1	0,441	0,490	0,000	0,000
2	0,747	0,838	-0,107	-0,088
3	0,922	1,013	-0,237	-0,182
4	1,006	1,072	-0,338	-0,251
5	1,036	1,072	-0,401	-0,290
6	1,040	1,051	-0,433	-0,309
7	1,035	1,027	-0,446	-0,315
8	1,028	1,009	-0,449	-0,315
9	1,022	0,997	-0,448	-0,313
10	1,019	0,991	-0,446	-0,311

\* Não significativamente diferente de zero.

Nota: Cálculos realizados pela autora.

A partir do 7º ano a situação reverte-se, e o multiplicador da despesa pública apresenta-se superior na presença da medida de reforma em causa. Tal evidência parece indicar que, num horizonte temporal mais alargado, o reforço das PAE promove uma

<sup>70</sup> Estimções e funções resposta-impulso reportadas nos Anexos A.20 e A.21

maior absorção do emprego e uma melhoria das contas públicas e da sua sustentabilidade (com a redução das transferências sociais) do que numa situação onde não se tenham implementado PAE (e.g., Cacciatori *et al.*, 2012; Fundo Monetário Internacional, 2015; 2016). Perante este cenário será de esperar que um aumento dos gastos públicos apresente um impacto superior sobre o produto.

### 4.2.3. Diminuição dos benefícios aos desempregados

No Quadro 17 são apresentados os multiplicadores orçamentais obtidos estimando a regressão sem e com a variável exógena que identifica os períodos em que foram reduzidos os benefícios aos desempregados.

**Quadro 17 – Efeitos da redução nos benefícios ao desemprego sobre os multiplicadores orçamentais (amostra completa)<sup>71</sup>.**

Período	Despesa pública		Receita pública*	
	Sem variável Reforma	Com variável Reforma	Sem variável Reforma	Com variável Reforma
1	0,441	0,563	0,000	0,000
2	0,747	0,905	-0,107	-0,038
3	0,922	1,061	-0,237	-0,123
4	1,006	1,114	-0,338	-0,184
5	1,036	1,122	-0,401	-0,215
6	1,040	1,117	-0,433	-0,227
7	1,035	1,111	-0,446	-0,229
8	1,028	1,108	-0,449	-0,228
9	1,022	1,107	-0,448	-0,227
10	1,019	1,106	-0,446	-0,226

\* Não significativamente diferente de zero.

Nota: Cálculos realizados pela autora.

Relativamente aos resultados obtidos para o multiplicador da despesa pública, é possível concluir que, na presença de um corte aos benefícios dos desempregados, o

<sup>71</sup> Estimções e funções resposta-impulso reportadas nos Anexos A.22 e A.23

impacto de um aumento dos gastos públicos sobre o produto é menor, ao longo de todo o horizonte temporal considerado.

Este resultado pode ser justificado por uma maior reatividade salarial em casos de consolidação orçamental, pela redução da proteção na situação de desemprego, induz a menores custos de ajustamento de emprego e produto (*e.g.*, Alcidi *et al.*, 2016; Bouis e Duval, 2011). Não obstante, seria igualmente possível, à luz da literatura, que perante uma redução dos benefícios atribuídos aos desempregados seria de esperar uma melhoria da saúde das contas públicas (resultante da redução das despesas que o Estado suporta com transferências sociais), uma redução no número de desempregados (uma vez que aumentam os incentivos à procura de emprego) e também um aumento das restrições de liquidez em famílias com elementos desempregados, que podem ver esta fonte de rendimento reduzida ou eliminada (*e.g.*, Bouis *et al.*, 2012; Cacciatori *et al.*, 2012; Fundo Monetário Internacional, 2016). Neste caso, seria de esperar que o multiplicador da despesa apresentasse uma dimensão superior na presença deste tipo de medida de reforma

Os resultados obtidos para o multiplicador da receita pública são novamente não significativamente diferentes de zero. No entanto, apontam para que, na presença da reforma, o sinal permanece negativo. Este comportamento parece ir de encontro à ideia de que pode haver lugar a um aumento do número famílias com restrições de liquidez mais acentuadas (aquelas que viram uma fonte de rendimento como o subsídio de desemprego, cortado ou reduzido).

#### **4.2.4. Redução do nível de regulação no mercado de produtos**

Os efeitos da introdução de uma redução do nível de regulação do mercado de produtos sobre os multiplicadores orçamentais são apresentados no Quadro 18.

Para o multiplicador da despesa pública, os resultados obtidos para os dois primeiros anos mostram que, na presença de medidas de diminuição da regulação no mercado de produtos, a sua dimensão aumenta. Este comportamento parece indicar que nos efeitos de curto prazo não houve lugar a um aumento significativo dos despedimentos, tal como seria de esperar de acordo com autores como Cacciatori *et al.* (2012) e Faini *et al.* (2006), em resultado de um eventual abrandamento da atividade

económica, nos momentos imediatamente seguintes à introdução de uma reforma promotora de uma redução da regulação. Consequentemente não será expectável um aumento dos gastos com transferências sociais e, portanto, uma degradação das contas públicas, fator que poderia conduzir a um multiplicador de menor dimensão. Adicionalmente, este comportamento do multiplicador da despesa pública pode ser justificado por um aumento da confiança dos agentes económicos, resultante de uma expectativa de aumento do seu rendimento futuro, na sequência da introdução da medida de reforma (*e.g.*, Eggertsson *et al.*, 2012).

**Quadro 18 – Efeitos da redução do nível de regulação do mercado de produtos sobre os multiplicadores orçamentais (amostra completa)<sup>72</sup>.**

Período	Despesa pública		Receita pública*	
	Sem variável Reforma	Com variável Reforma	Sem variável Reforma	Com variável Reforma
1	0,441	0,304	0,000	0,000
2	0,747	0,682	-0,107	0,013
3	0,922	0,936	-0,237	-0,023
4	1,006	1,077	-0,338	-0,058
5	1,036	1,143	-0,401	-0,085
6	1,040	1,166	-0,433	-0,104
7	1,035	1,166	-0,446	-0,116
8	1,028	1,156	-0,449	-0,124
9	1,022	1,143	-0,448	-0,128
10	1,019	1,132	-0,446	-0,130

\* Não significativamente diferente de zero.

Nota: Cálculos realizados pela autora.

Do 3º ano em diante, o multiplicador da despesa pública inverte o seu comportamento inicial. Assim, na sequência da introdução de medidas de redução do nível de regulação do mercado de produtos este assume uma dimensão menor. Também num horizonte mais dilatado, este comportamento do multiplicador não vai de encontro

<sup>72</sup> Estimacões e funções resposta-impulso reportadas nos Anexos A.24 e A.25.

ao esperado, dados os potenciais efeitos de longo prazo associados à implementação deste tipo de reforma estrutural. Uma eventual explicação para esta redução de dimensão pode estar relacionada com uma melhor capacidade de ajustamento da economia à conjuntura económica (*e.g.*, Faini *et al.*, 2006). Esta redução da dimensão do multiplicador da despesa pode indiciar que, perante medidas de redução da regulação, os custos de consolidações feitas do lado da despesa tendem a ser menores.

#### 4.2.5. Aumento da idade média da reforma

O Quadro 19 ilustra os resultados obtidos para os valores dos multiplicadores orçamentais quando se controla para o aumento da idade de reforma face ao cenário sem qualquer reforma.

**Quadro 19 – Efeitos do aumento da idade média de reforma sobre os multiplicadores orçamentais (amostra completa)<sup>73</sup>.**

Período	Despesa pública		Receita pública*	
	Sem variável Reforma	Com variável Reforma	Sem variável Reforma	Com variável Reforma
1	0,441	0,447	0,000	0,000
2	0,747	0,754	-0,107	-0,097
3	0,922	0,926	-0,237	-0,234
4	1,006	1,005	-0,338	-0,345
5	1,036	1,033	-0,401	-0,417
6	1,040	1,036	-0,433	-0,455
7	1,035	1,030	-0,446	-0,471
8	1,028	1,023	-0,449	-0,475
9	1,022	1,018	-0,448	-0,475
10	1,019	1,015	-0,446	-0,473

\* Não significativamente diferente de zero.

Nota: Cálculos realizados pela autora.

<sup>73</sup> Estimacões e funções resposta-impulso reportadas nos Anexos A.26 e A.27.

As diferenças obtidas entre o multiplicador da despesa com e sem a medida de reforma relacionada com o aumento da idade média de reforma são pouco expressivas, não aparentando haver uma relação entre estes dois. No impacto, o multiplicador da despesa na presença da medida reformista atinge os 0,441, contra 0,447 na sua ausência. No final do 10º ano, este diferencial reduz-se para 0,004, sendo o multiplicador de maior dimensão, o que tem associada a reforma no sistema de pensões.

O multiplicador da receita pública também apresenta diferenças muito pequenas e as respostas impulso não são estatisticamente significativas.

#### **4.2.6. Alterações no sistema tributário**

No Quadro 20 compara-se o impacto da redução do peso dos impostos diretos sobre o total da receita tributária sobre os multiplicadores orçamentais.

No impacto (1º ano) o multiplicador da despesa pública foi superior, na presença de medidas de redução da tributação direta. Este comportamento parece indicar algum sentimento de confiança nos agentes económicos na atuação do governo, e uma possível expectativa de melhor condução da política orçamental no futuro (*e.g.*, Bouis *et al.*, 2012). No entanto, a partir do 2º ano, o multiplicador da despesa pública assume uma dimensão inferior (na presença da reforma). Embora este comportamento não vá de encontro ao esperado, dado que a introdução de uma medida que reduza o peso da tributação direta poderia conduzir a uma maior eficiência no uso dos recursos disponíveis pelo Estado (algo identificado, por exemplo, pelo Banco Central Europeu, 2015), bem como uma maior sustentabilidade das contas públicas (fatores que indicariam um multiplicador da despesa pública de dimensão superior), pode estar a indicar uma redução das restrições de liquidez das famílias, uma vez que uma redução na carga fiscal direta aumenta o rendimento disponível no período. Havendo menores restrições de liquidez, o multiplicador da despesa pública tenderá a ser inferior.

**Quadro 20 – Efeitos das alterações no sistema tributário sobre os multiplicadores orçamentais (amostra completa)<sup>74</sup>.**

Período	Despesa pública		Receita pública*	
	Sem variável Reforma	Com variável Reforma	Sem variável Reforma	Com variável Reforma
1	0,441	0,403	0,000	0,000
2	0,747	0,844	-0,107	0,057
3	0,922	1,126	-0,237	-0,002
4	1,006	1,278	-0,338	-0,068
5	1,036	1,347	-0,401	-0,119
6	1,040	1,369	-0,433	-0,153
7	1,035	1,370	-0,446	-0,172
8	1,028	1,363	-0,449	-0,182
9	1,022	1,355	-0,448	-0,187
10	1,019	1,348	-0,446	-0,188

\* Não significativamente diferente de zero.

Nota: Cálculos realizados pela autora.

Na presença de uma redução do peso dos impostos diretos, as estimativas obtidas para o multiplicador da receita pública mantiveram-se estatisticamente não significativas, à semelhança do que se verificou para os resultados do modelo que não inclui a medida de reforma.

#### **4.2.7. Inclusão de todas as medidas reformistas em simultâneo**

Quando se inclui na regressão, de forma exógena, todas as variáveis binárias usadas para identificar episódios reformistas, os resultados obtidos, apresentados no Quadro 21, mostram que o multiplicador da despesa pública diminui, ou seja perante um aumento dos gastos públicos, o efeito sobre o produto será menor.

<sup>74</sup> Estimações e funções resposta-impulso reportadas nos Anexos A.28 e A.29.

**Quadro 21 – Efeitos da introdução de todas reformas sobre os multiplicadores orçamentais (amostra completa)<sup>75</sup>.**

Período	Despesa pública		Receita pública*	
	Sem variável Reforma	Com variável Reforma	Sem variável Reforma	Com variável Reforma
1	0,441	0,469	0,000	0,000
2	0,747	1,085	-0,107	0,246
3	0,922	1,465	-0,237	0,295
4	1,006	1,693	-0,338	0,331
5	1,036	1,830	-0,401	0,352
6	1,040	1,912	-0,433	0,364
7	1,035	1,961	-0,446	0,372
8	1,028	1,991	-0,449	0,376
9	1,022	2,009	-0,448	0,379
10	1,019	2,019	-0,446	0,380

\* Não significativamente diferente de zero.

Nota: Cálculos realizados pela autora.

No que respeita ao multiplicador da receita pública, face aos resultados obtidos, é possível afirmar que, na presença da totalidade de medidas reformistas, há lugar a uma inversão do sinal. Assim, um aumento da receita pública passa a ter um efeito negativo no produto. No entanto, não é possível retirar conclusões quanto à dimensão do multiplicador uma vez que os resultados obtidos não são significativamente diferentes de zero.

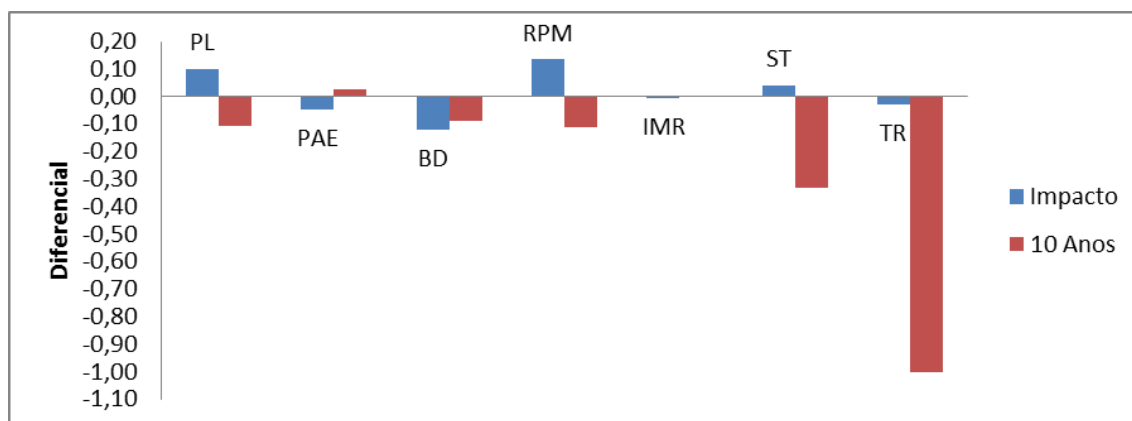
Estes resultados parecem indicar um desagravamento dos custos de consolidações orçamentais feitas através de cortes na despesa. Adicionalmente, e com base nos resultados obtidos anteriormente é possível especular sobre uma eventual dominância do efeito da reforma associada a uma redução dos benefícios aos desempregados para os 3 primeiros anos após o choque orçamental e da redução do peso dos impostos diretos no total da receita para horizontes mais alargados.

<sup>75</sup> Estimções e funções resposta-impulso reportadas nos Anexos A.30 e A.31.



Como forma de sintetizar a informação, na Figura 8 são apresentados os diferenciais entre os valores dos multiplicadores da despesa pública, com e sem medidas de reforma.

**Figura 8 – Comparação do impacto de diferentes medidas de reforma sobre o multiplicador da despesa pública**



Nota 1: Cálculos realizados pela autora.

Nota 2: Diferencial calculado como a diferença entre o valor obtido para o multiplicador da despesa com a regressão sem reforma e as várias regressões que incluem uma variável exógena que identifica cada uma das diferentes medidas reformistas.

Nota 3: Proteção laboral (PL), políticas ativas de emprego (PAE), benefícios aos desempregados (BD), regulação do mercado de produtos (RMP), idade média de reforma (IMR), sistema tributário (ST) e todas as medidas de reforma (TR).

Recorrendo a Figura 8, é possível concluir que na presença simultânea de todas as reformas, há lugar a uma redução da dimensão do multiplicador da despesa pública, que se vai intensificando com a passagem do tempo e, portanto, com a materialização dos efeitos da introdução destas medidas reformistas. Esta redução é muito mais significativa quando as reformas são consideradas em conjunto, o que vai de encontro com a ideia de que há diferenças entre a aplicação de reformas de forma isolada e a aplicação de pacotes de medidas de reforma em vários setores (e.g., Fatás, 2015; Fundo Monetário Internacional, 2015).

**Quadro 22 – Efeitos da introdução de todas reformas sobre os multiplicadores orçamentais (amostra completa)<sup>76</sup>.**

Período	Transferências sociais		Consumos intermédios		Salários da função pública		Investimento público	
	Sem variável	Com variável	Sem variável	Com variável	Sem variável	Com variável	Sem variável	Com variável
	Ref.*	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.*	Ref.	Ref.	Ref.
1	-0,208	0,263	2,914	2,914	2,227	3,156	2,409	1,696
2	-0,182	0,898	4,961	6,019	1,784	3,456	4,730	2,543
3	0,187	1,486	5,356	6,667	1,590	4,410	5,133	2,942
4	0,536	1,867	5,293	6,920	1,786	4,974	5,017	3,123
5	0,744	2,097	5,170	7,201	2,012	5,353	4,931	3,255
6	0,841	2,246	5,097	7,406	2,142	5,600	4,907	3,372
7	0,883	2,344	5,061	7,553	2,197	5,767	4,904	3,447
8	0,903	2,409	5,038	7,654	2,218	5,878	4,899	3,503
9	0,913	2,453	5,021	7,725	2,226	5,954	4,892	3,541
10	0,918	2,482	5,010	7,774	2,230	6,006	4,885	3,568

\* Não significativamente diferente de zero.

Nota: Cálculos realizados pela autora.

Quando a análise do impacto da introdução de todas as reformas em conjunto é desagregada nos vários componentes da despesa e receita pública, é possível retirar algumas conclusões adicionais.

No Quadro 22 são apresentados os resultados obtidos para o multiplicador orçamental associado aos diferentes instrumentos da despesa pública, no caso em que as reformas não são incluídas explicitamente e na situação contrária.

Ao contrário do que acontece quando não é incluída a variável reforma, os resultados obtidos para os multiplicadores orçamentais, quando esta mesma variável é incluída, são significativamente diferentes de zero para qualquer uma das componentes da despesa. Tanto o multiplicador orçamental associado às transferências sociais como o associado aos vencimentos da função pública passam a ser significativamente

<sup>76</sup> Estimáveis e funções resposta-impulso reportadas nos Anexos A.32 e A.33.

diferentes de zero, apresentando um impacto positivo e duradouro sobre o produto - no impacto o multiplicador estimado é de 0,263 no caso das transferências sociais e de 3,156 para os vencimentos da função pública; no 10º ano após o choque, o multiplicador associado às transferências sociais atinge os 2,482 e o multiplicador associado ao pagamento de salários à função pública 6,006.

No que respeita aos valores estimados para o multiplicador orçamental associado aos consumos intermédios, estes apresentam uma dimensão superior (a partir do 2º ano após o choque) quando a variável reforma é incluída. Assim, na presença simultânea de todas as reformas, é esperada uma diminuição da dimensão do multiplicador orçamental dos consumos intermédios.

O resultado mais interessante será, porventura, o do investimento público que aparenta ter um impacto mais significativo sobre o produto na presença das medidas reformistas consideradas. No impacto, a sua dimensão estimada é de 2,409 (contra o valor de 1,696 obtido no modelo que inclui de forma exógena a variável reforma), e no 10º ano após o choque é de 4,885 (contra o valor de 3,568 obtido no modelo que inclui de forma exógena a variável reforma).

Estes resultados parecem acrescentar evidência ao possível desagravamento dos custos de consolidações orçamentais feitas através de cortes na despesa obtido com os resultados para o multiplicador da despesa pública agregado, e um reforço da importância do investimento público enquanto instrumento da despesa.

Adicionalmente foi analisado o impacto da introdução de todas as reformas num contexto de elevado endividamento.<sup>77</sup>

---

<sup>77</sup> Foram considerados países com dívida elevada todos aqueles, cuja média da dívida pública em percentagem do produto, para o período 1995-2013, foi superior à média da Área Euro para esse mesmo período. A principal conclusão que se retirou desta análise que o impacto da implementação de reformas estruturais sobre o multiplicador orçamental (medido pelo diferencial entre a Amostra total e o grupo Dívida elevada, para a situação sem reforma e para a situação com todas as reformas), é superior, a partir do 3º período para a Amostra Total, o que parece ir de encontro às conclusões obtidas por Ebeke (2017), de que os países com níveis de endividamento superiores não aparentam ter maiores e/ou mais rápidos impactos sobre a economia real com a introdução de reformas (no caso deste estudo, apenas ao nível do mercado de trabalho. Estimacões e funções resposta-impulso reportadas nos Anexos A.34 e A.35, para a situação sem reforma, e nos Anexos A.36 e A.37, para a situação com reforma.

### 4.3. Análise de robustez

Com o objetivo de verificar a robustez dos resultados obtidos, foram levados a cabo dois novos exercícios<sup>78</sup>: (i) a inclusão de uma variável contínua que permita medir o impacto do nível de proteção laboral e do nível de regulação do mercado de produtos na dimensão do multiplicador orçamental<sup>79</sup>; e (ii) a divisão da amostra em dois grupos, para os casos da redução da regulação do mercado de produtos e para a redução dos benefícios ao desemprego, mediante o valor, abaixo ou acima da média da Área Euro<sup>80</sup>, que os diferentes países assumam no indicador referente a estas duas medidas de reforma.

No Quadro 23 são apresentadas as estimativas para o multiplicador orçamental da despesa pública sobre diferentes cenários (o mesmo exercício não foi reportado para o multiplicador orçamental da receita pública uma vez que este se apresentava sistematicamente não significativamente diferente de zero). A introdução da variável contínua, tanto para o caso da proteção laboral, como para o caso da regulação do mercado de produtos, confirma os resultados obtidos anteriormente, quando utilizada a variável binária. Assim sendo, nos dois primeiros anos, o multiplicador obtido para o multiplicador da despesa pública, na regressão que inclui a variável exógena relativa à redução do nível de proteção laboral, é inferior ao obtido na regressão sem variável reforma. A implementação desta medida amplifica o impacto positivo de um aumento dos gastos públicos no produto nos primeiros 2 anos. A partir do 3º ano, confirma-se que o multiplicador orçamental da despesa pública é inferior quando é considerada a reforma. Na presença de medidas de diminuição da regulação no mercado de produtos,

---

<sup>78</sup> Adicionalmente, a regressão base foi estimada utilizando diferentes ordenações das variáveis orçamentais. A semelhança de Favero (2002), optou-se por colocar a variável referente a despesa pública no fim da ordenação. Numa primeira abordagem, a ordenação escolhida coloca em primeiro lugar o produto, seguido pela despesa pública, pelos impostos e por último a taxa de juro real. Numa segunda abordagem, os impostos antecedem a despesa pública. Os respetivos outputs da estimação e as funções resposta-impulso acumuladas podem ser consultados mediante solicitação. Para ambas as ordenações alternativas os resultados foram consideravelmente diferentes, embora não significativamente diferentes de zero, o que aponta para uma grande sensibilidade à ordenação escolhida (e.g., Hebous, 2011). Sendo os VAR um instrumento atóxico, é de extrema importância fundamentar teoricamente a ordenação utilizada. Assim sendo, a ordenação base parece ser a mais correta, do ponto de vista da teoria económica.

<sup>79</sup> Ver Anexos A.2.

<sup>80</sup> Para dividir os países o processo passou, em primeiro lugar, pelo cálculo da média 1995-2013 para cada país (média por país). De seguida foi calculada a média de todas as médias por país. Por último, procedeu-se à separação dos países acima da média e abaixo da média da Área Euro. Os cálculos podem ser consultados mediante solicitação.

os resultados obtidos para os dois primeiros anos reforçam um aumento da dimensão do multiplicador da despesa pública. Do 3º ano em diante, na sequência da introdução de medidas de redução do nível de proteção laboral, o multiplicador da despesa pública assume uma dimensão menor.

**Quadro 23 – Efeitos da introdução de uma reforma ao nível de proteção laboral e de regulação sobre o multiplicador da despesa, variável binária e contínua (amostra completa)<sup>81</sup>.**

Período	Sem Reforma	Proteção Laboral		Mercado Produtos	
		Variável Binária	Variável Contínua	Variável Binária	Variável Contínua
1	0,441	0,341	0,340	0,304	0,301
2	0,747	0,725	0,713	0,682	0,678
3	0,922	0,966	0,945	0,936	0,936
4	1,006	1,093	1,067	1,077	1,085
5	1,036	1,148	1,119	1,143	1,163
6	1,040	1,163	1,135	1,166	1,198
7	1,035	1,159	1,134	1,166	1,211
8	1,028	1,148	1,126	1,156	1,213
9	1,022	1,136	1,117	1,143	1,209
10	1,019	1,126	1,109	1,132	1,205

Nota: Cálculos realizados pela autora.

O Quadro 24 ilustra as diferentes estimativas obtidas para o multiplicador orçamental da despesa pública para quatro situações distintas: (i) sem a inclusão da reforma; (ii) com a inclusão da reforma (variável binária) para toda a amostra; (iii) com a inclusão da reforma ao nível do mercado de produtos para o grupo que apresenta um valor para o indicador do nível de regulação desse mercado superior ao valor médio da União Monetária e Económica (portanto, com maior necessidade reformista); e (iv) um último cenário para o grupo que apresenta um indicador abaixo da média (portanto, com

<sup>81</sup> Estimações e funções resposta-impulso reportadas nos Anexos A.38 e A.40 (índice de proteção laboral) e A.39 e A.41 (índice de regulação do mercado de produtos).

menor necessidade reformista). O Quadro 25 apresenta um exercício em tudo semelhante, mas para a reforma relativa a uma redução dos benefícios ao desemprego.

**Quadro 24 – Efeitos da introdução de uma reforma no mercado de produto, sobre o multiplicador da despesa, para diferentes grupos de países (amostra completa)<sup>82</sup>.**

Período	Sem Reforma	Com Reforma	Indicador acima da média da AE	Indicador abaixo da média da AE
1	0,441	0,304	0,423	0,268
2	0,747	0,682	0,875	0,652
3	0,922	0,936	1,148	0,972
4	1,006	1,077	1,271	1,215
5	1,036	1,143	1,306*	1,388
6	1,040	1,166	1,295*	1,509
7	1,035	1,166	1,265*	1,590
8	1,028	1,156	1,231*	1,645
9	1,022	1,143	1,201*	1,682
10	1,019	1,132	1,177*	1,706

\* Não significativamente diferente de zero.

Nota: Cálculos realizados pela autora.

Na presença de medidas de diminuição da regulação no mercado de produtos, os resultados obtidos anteriormente apontavam para que nos dois primeiros anos após o choque orçamental, houvesse um aumento da dimensão do multiplicador da despesa pública. Do 3º ano em diante, havia lugar a uma inversão do comportamento inicial, sendo que a redução do nível de regulação do mercado de produtos conduzia a uma diminuição da dimensão do multiplicador da despesa pública. Quando comparamos o comportamento do multiplicador da despesa pública entre um grupo que apresente um valor para o indicador da regulação do mercado de produtos abaixo da média da Área Euro (ou seja, que apresenta um mercado de produtos menos regulado) com o grupo

<sup>82</sup> Estimações e funções resposta-impulso reportadas nos Anexos A.42 e A.43 (acima da média) e A.44 e A.45 (abaixo da média).

simétrico, é possível concluir que, até ao 5º ano após o choque<sup>83</sup>, para o grupo com níveis de regulação mais baixos, o multiplicador apresenta-se inferior. A diferença obtida entre os dois grupos parece ir de acordo com o resultado obtido anteriormente, de um multiplicador da despesa orçamental inferior após a introdução de uma reforma sobre o mercado de produtos.

No que respeita a redução dos benefícios aos desempregados, os resultados obtidos na secção 4.2.3 apontavam para um menor impacto de um aumento dos gastos públicos sobre o produto, ao longo de todo o horizonte temporal considerado (na presença de um corte aos benefícios dos desempregados). Quando analisada a diferença obtida entre os grupos, com um indicador da dimensão dos benefícios ao desemprego superior e inferior à média da Área do Euro, os resultados obtidos não parecem corroborar as conclusões supramencionadas, apontando para um multiplicador da despesa orçamental superior para o grupo com menores benefícios atribuídos aos desempregados. No entanto, estes resultados apenas são válidos para o impacto uma vez que, a partir do 2º ano após o choque orçamental, as estimativas obtidas para o multiplicador da despesa pública, no grupo com o indicador acima da média da Área Euro, não são estatisticamente diferentes de zero.

**Quadro 25 – Efeitos da introdução de reforma dos benefícios aos desempregados sobre o multiplicador da despesa, para diferentes grupos de países (amostra completa)<sup>84</sup>.**

Período	Sem Reforma	Com Reforma	Indicador acima da média da AE	Indicador abaixo da média da AE
1	0,441	0,563	0,598	0,660
2	0,747	0,905	0,626*	1,305
3	0,922	1,061	0,490*	1,761
4	1,006	1,114	0,417*	2,041
5	1,036	1,122	0,416*	2,195*

<sup>83</sup> Os anos seguintes não serão alvo de comparação uma vez que, para o caso do grupo com um valor para o indicador acima da média, os resultados obtidos não são significativamente diferentes de zero.

<sup>84</sup> Estimações e funções resposta-impulso reportadas nos Anexos A.46 e A.47 (acima da média) e A.48 e A.49 (abaixo da média).

**Quadro 25 (continuação) – Efeitos da introdução de reforma dos benefícios aos desempregados sobre o multiplicador da despesa, para diferentes grupos de países (amostra completa)**

Período	Sem Reforma	Com Reforma	Indicador acima da média da AE	Indicador abaixo da média da AE
6	1,040	1,117	0,441*	2,268*
7	1,035	1,111	0,462*	2,292*
8	1,028	1,108	0,471*	2,291*
9	1,022	1,107	0,472*	2,278*
10	1,019	1,106	0,471*	2,263*

\* Não significativamente diferente de zero.

Nota: Cálculos realizados pela autora.



## 5. Conclusões

A economia mundial tem vindo a enfrentar situações de grande turbulência e incerteza, pautada pela ocorrência de fenómenos raros, como o ZLB, ainda longe de serem uma matéria de pleno conhecimento por parte da comunidade científica. Esta conjuntura limitativa da utilização da política monetária convencional, apresenta um impacto ainda mais significativo no seio da Área do Euro, constrangida adicionalmente pela existência de regras orçamentais. Perante um cenário, onde, por um lado, há uma incapacidade de utilizar a política monetária convencional para estabilizar a economia e, por outro, o uso da margem de manobra orçamental se encontra condicionado pelo cumprimento das regras relativas aos rácios da dívida e do défice, torna-se da maior importância debater o papel e a utilidade que a política orçamental discricionária pode ter para a prossecução do objetivo da estabilidade da atividade económica. Simultaneamente, existe um consenso alargado nas instituições europeias na necessidade de introduzir reformas estruturais, não só devido a sua potencial capacidade de solucionar debilidades estruturais de uma economia, mas também devido às suas eventuais ligações com a eficácia da política orçamental discricionária (*e.g.*, Sajedi, 2016, Deroose e Turrini, 2005).

O uso discricionário da política orçamental, por parte das autoridades de política económica, deve ser fundamentado com base nos efeitos esperados desta na economia real, por forma a melhor prever as suas consequências e, consequentemente, para promover um uso mais eficaz da mesma. Assim, torna-se necessário analisar a existência e o sentido das ligações entre política orçamental discricionária por um lado, e reformas estruturais por outro, coordenando-as da forma mais eficaz e eficiente possível. Para tentar dar resposta a esta necessidade de coordenação, procurou-se averiguar o impacto que as reformas estruturais podem ter na eficácia da política orçamental, através de alterações significativas nos determinantes do multiplicador orçamental e nos seus mecanismos de transmissão. Para determinar o valor do multiplicador orçamental nos diversos cenários considerados, foi utilizada a metodologia VAR, que foi aplicada a 17 economias pertencentes à Área do Euro, para o período entre 1995 e 2013. Partindo da estimação de um modelo base, a partir da qual se calcularam multiplicadores orçamentais, de impacto e acumulados, para a despesa e a

receita pública, bem como para diversos componentes desagregados dessa despesa e dessa receita pública, foram incluídas, de forma exógena, variáveis binárias que identificassem episódios reformistas nos domínios da proteção laboral, dos gastos em políticas ativas de emprego, dos benefícios atribuídos aos desempregados, da regulação do mercado de produtos, da idade média de reforma e da estrutura tributária.

Atendendo à regressão base, foi possível identificar um efeito positivo de um aumento dos gastos públicos sobre o produto, com o multiplicador orçamental da despesa a assumir valores positivos e superiores à unidade (a partir do 3º ano após o choque). No que respeita a um aumento da receita pública, esta parece indiciar um impacto negativo sobre o produto, no entanto, e ao longo de praticamente todo o estudo, os resultados obtidos para o multiplicador orçamental da receita pública não se apresentaram significativamente diferentes de zero. Os resultados obtidos para a amostra completa foram posteriormente comparados com os períodos de pré-crise (1995-2007) e crise (2008-2013), confirmando-se alguma sensibilidade das estimativas obtidas à fase do ciclo económico.

Quando a regressão base é analisada de forma desagregada é possível concluir que o instrumento da despesa pública com maior capacidade de influenciar o produto no imediato são os consumos intermédios. Com a passagem do tempo, tanto os consumos intermédios como o investimento público, são as componentes da despesa que produzem um impacto superior sobre o produto. Do lado da receita pública, os impostos diretos sobre o rendimento são a única rubrica da receita que apresenta um impacto negativo e estatisticamente significativo sobre o produto. No entanto, o resultado mais surpreendente é o obtido para os impostos indiretos, cujo impacto se esperaria negativo, mas que, no curto prazo têm impacto positivo, ainda que baixo, sobre o produto.

A introdução de reformas parece, tendencialmente, conduzir a uma redução do multiplicador orçamental. Uma das explicações para este comportamento prende-se com uma melhoria na capacidade da economia real se ajustar a choques externos, em particular da procura, e que é replicado pelo choque orçamental. Quando um país introduz medidas de reforma, como as analisadas ao longo da dissertação, será expectável (em média) um desagravamento das flutuações cíclicas e da desestabilização inerentes a um choque na procura externa. Este desagravamento seria igualmente

refletido quando consideradas as reações da economia real a um choque orçamental discricionário, como um aumento ou diminuição dos gastos públicos.

Na sua maioria, os resultados obtidos ao longo das várias estimações envolvendo uma variável que identifique episódio reformistas, parecem ilustrar efeitos positivos inerentes a introdução de reformas estruturais na redução dos custos de consolidações orçamentais. Este resultado pode ser uma importante forma de validação das decisões de política orçamental discricionária para muitas economias que recentemente se viram forçadas a iniciar intensos programas de consolidação orçamental. Ademais, na presença, em simultâneo, de todas as reformas, a redução da dimensão do multiplicador da despesa pública, para além de mais significativa, vai intensificando-se com o decorrer do tempo. Estes resultados confirmam a ideia de que há diferenças entre a aplicação de reformas de forma isolada e a aplicação de pacotes de medidas de reforma (*e.g.*, Fatás, 2015).

Quando analisada de forma desagregada, é possível identificar componentes da despesa e receita mais ou menos reativos à introdução de reformas estruturais. Na presença, simultânea, de todas as reformas é esperada uma diminuição da dimensão do multiplicador orçamental dos consumos intermédios. Igualmente interessante é o resultado obtido para o investimento público, que aparenta ter um impacto mais significativo sobre o produto na presença das medidas reformistas consideradas. Estes resultados parecem indiciar um possível ganho no desagravamento dos custos de consolidações orçamentais quando feitas através de cortes nos consumos intermédios, e um reforço da importância do investimento público enquanto instrumento da despesa e de estímulo do produto.

Apesar de poderem ser retiradas algumas conclusões interessantes relativamente às relações existentes entre a introdução de reformas estruturais e a condução da política orçamental discricionária, os resultados devem ser interpretados com a devida precaução e cuidado. Em primeiro lugar, é importante lembrar as limitações inerentes a utilização de um modelo VAR (mencionados na secção 3.1 da dissertação) e a reduzida dimensão da amostra utilizada (uma vez que, particularmente para os indicadores de reformas estruturais, há ainda uma grande escassez de informação).

Uma outra debilidade prende-se com o processo de identificação das reformas estruturais. O método utilizado apresenta algumas limitações na medida em que não

permite captar reformas estruturais com menores impactos nos indicadores ou aquelas que são introduzidas de forma mais gradual, não permite avaliar eventuais interações entre reformas e não permite avaliar a dimensão da reforma, uma vez que esta é introduzida no modelo sob a forma binária.

Para investigações futuras, seria de extrema importância a construção de uma base de dados que permitisse identificar e eventualmente acompanhar, de forma mais precisa e completa, os momentos em que são introduzidas reformas estruturais nas mais diversas áreas de intervenção. Um exemplo que poderá ser útil é a base de dados LABREF<sup>85</sup> (*Labor market reforms database*), elaborada pela Comissão Europeia em parceria com o Comité de Emprego (EMCO). Esta enquadra diversas áreas de intervenção no mercado de trabalho como a tributação, permitindo realizar análises entre países pertencentes a União Europeia desde 2000 até 2013.

Um outro ponto relevante a ser considerado para investigações futuras, seria a extensão de um exercício semelhante ao realizado, mas para diferentes áreas de intervenção, em particular para reformas ao nível do sistema financeiro e bancário, mas também ao nível da justiça, da educação e do próprio funcionamento e organização do Estado. Questões como a facilidade na constituição de um negócio, a rigidez (ou falta dela) na celebração de contratos ou a qualidade do capital humano, poderão também estabelecer algum tipo de relação com a eficácia da política orçamental, que possa ser explorado para melhor fundamentar a sua utilização pelos decisores de política.

Em última instância, quanto maior for o conhecimento disponível sobre todas as possíveis interligações entre a atividade e o contexto económico, no geral (e a implementação de reformas estruturais em particular), e a eficácia da política orçamental discricionária, maior será a probabilidade de as autoridades de política económica fazerem um uso mais eficaz da mesma.

---

<sup>85</sup>Disponível em <https://webgate.ec.europa.eu/labref/public/>.

## Referências bibliográficas

Abrigo, M. e I. Love (2016), “Estimation of panel vector autoregression in Stata: a package of programs”, *The Stata Journal*, Vol.16, N° 3, pp.1-27.

Afonso, A. e J. Jalles (2011), “Assessing fiscal episodes”, Technical University of Lisbon Working Paper, N° 15.

Afonso, A. e R. M. Sousa (2012), “The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy”, *Applied Economics*, Vol. 44, N° 34, pp. 4439-4454.

Alcidi, C., A. Belke, A. Giovannini e D. Gros (2016), “Macroeconomic adjustment programmes in the euro área: an overall assessment”, *International Economics and Economic Policy*, Vol. 13, N° 3, pp. 345-358.

Alesina, A. e S. Ardagna (1998), “Tales of fiscal adjustment”, *Economic Policy*, Vol. 13, N° 27, pp. 487-545.

Alesina, A. e S. Ardagna (2013), “The design of fiscal adjustments”, in J. R. Brown (ed.), *Tax Policy and the Economy*, Vol. 27, University of Chicago Press.

Alesina, A., S. Ardagna, G. Nicoletti e F. Schiantarelli (2005), “Regulation and investment”, *Journal of the European Economic Association*, Vol. 3, N° 4, pp. 791-825.

Anderson, D., B. Hunt e S. Snudden (2014), “Fiscal consolidation in the euro area: How much pain can structural reforms ease?”, *Journal of Policy Modeling*, Vol. 36, N° 5, pp. 785-799.

Asterious, D. e S. G. Hall (2011), *Applied Econometrics*, 2ª Edição. New York: Palgrave Macmillan.

Auerbach, A. e Y. Gorodnichenko (2012), “Measuring the output responses to fiscal policy”, *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 4, N° 2, pp. 1-27.

Auerbach, A. J. e Y. Gorodnichenko (2013), “Fiscal Multipliers in Recession and Expansion”, in A. Alesina e F. Giavazzi (eds.), *Fiscal Policy after the Financial Crisis*, Chapter 2, University of Chicago Press.

Bachman, R. e E. R. Sims (2012), “Confidence and the transmission of government spending shocks”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 59, pp. 235-349.

Banco Central Europeu (2015), "The short-term fiscal implications of structural reforms", *ECB Economic Bulletin*, Nº 7, pp. 52-70.

Banerji, A., V. Crispolti, E. Dabla-Norris, R. Duval, C. Ebeke, D. Furceri, T. Komatsuzaki e T. Poghosyan (2017), "Labor and product market reforms in advance economies: fiscal costs, gains and support", International Monetary Fund Staff Discussion Note, Nº 17/03 março.

Barro, R. J. (1974), "Are government bonds net wealth?", *Journal of Political Economy*, Vol. 82, Nº 6, pp.1095-1117.

Barro, R. J. (1981), "Output effects of government purchases", *Journal of Political Economy*, Vol. 89, Nº 6, pp.1086-1121.

Bassanini, A., L. Nunziata e D. Venn (2009), "Job protection legislation and productivity growth in OCDE countries", *Economy Policy*, Vol. 24, pp. 349-402.

Batini, N., L. Eyraud, L. Foreni e A. Weber (2014), "Fiscal multipliers: size, determinants, and use in macroeconomic projections", *International Monetary Fund Technical Notes and Manuals*, Nº 14/04.

Blanchard, O. e F. Giavazzi (2003), "Macroeconomic effects of regulation and deregulation in goods and labour markets", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118, Nº 3, pp. 879-907.

Blanchard, O. e R. Perotti (2002), "An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, pp. 1329–1368.

Bordon, A. R., C. Ebeke e K. Shirono (2016), "When do structural reforms work? On the role of the business cycle and macroeconomic policies", International Monetary Fund Working Paper, Nº 16/62, março.

Bouis, R., O. Causa, L. Demmou, R. Duval e A. Zdzienicka (2012), "The short-term effects of structural reforms: an empirical analysis", Organisation for Economic Co-operation and Development Economics department Working Papers, Nº 949, março.

Bouis, R. e R. Duval (2011), "Raising potential growth after the crisis: A quantitative assessment of the potential gains from various structural reforms in the

OCDE area and beyond”, Organisation for Economic Co-operation and Development Economics Department Working Papers, Nº 835, janeiro.

Burda, M. e C. Wyploss (2013), *Macroeconomics – a European text*, 6<sup>th</sup> edition, Oxford: Oxford University Press.

Burriel, P., F. Castro, D. Garrote, E. Gordo, J. Paredes e J. J. Pérez (2010), “Fiscal policy shocks in the Euro Area and the US: an empirical assessment”, *Fiscal Studies*, Vol. 31, Nº 2, pp.251-285.

Cacciatore, M., R. Duval e G. Fiori (2012), “Short-term gain or pain? A DSGE model-based analyses of the short-term effects of structural reforms in labour and product market”, Organisation for Economic Co-operation and Development Economics Department Working Papers, Nº 948, março.

Caldara, D. e C. Kamps (2012), “The analytics of SVARs: a unified framework to measure fiscal multipliers”, Finance and Economics Discussion Series, 2012-20, Federal Reserve Board, Washington, D.C, fevereiro.

Canova, F. (2007), *Methods for applied macroeconomic research*. Princeton: Princeton University Press.

Card, D., J. Kluve e A. Weber (2010), “Active labour market policy evaluations: A meta-analysis”, *The Economic Journal*, Vol. 120, Nº 548, pp. 452-477.

Christiano, L., M. Eichenbaum e S. Rebelo (2011), “When is the government spending multiplier large?”, *Journal of Political Economy*, Vol. 119, Nº 1, pp. 78-121.

Coenen, G., P. McAdam e R. Straub (2008), “Tax reform and labour-market performance in the euro area: A simulation-based analysis using the New Area-Wide Model”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 32, Nº 8, pp. 2543-2583.

Cole, H. L. e L. E. Ohanian (2004), “New Deal policies and the persistence of the Great Depression: a general equilibrium analysis”, *Journal of Political Economy*, Vol. 112, Nº 4, pp. 779-816.

Corsetti, G., A. Meier e G. J. Müller (2012), “What determines government spending multipliers?”, *Economic Policy*, Nº 72, pp. 521-65.

Deroose, S. e A. Turrini (2005), “The short-term budgetary implications of structural reforms: Evidence from a panel of EU countries”, Center for Economic Policy Research Discussion Papers, N° 5217, setembro.

Dolls, M., C. Fuest e A. Peichl (2012), “Automatic stabilizers and economic crisis: US vs. Europe”, *Journal of Public Economics*, Vol. 96, pp. 279-94.

Duval, R. (2006), “Pension systems, social transfer programmes and the retirement decision in OECD countries”, in J. Messina, C. Michelacci, J. Turunen e G. Zoega (eds.), *Labour Market Adjustments in Europe*, Edward Elgar Publishing.

Ebeke, C. (2017), “Who dares wins: labour market reforms and sovereign yields”, International Monetary Fund Working Paper, N° 17/141, junho.

Eggertsson, G. (2010), “The Paradox of Toil”, *Federal Reserve Staff of New York Reports*, N° 433, março.

Eggertsson, G., A. Ferrero e A. Raffo (2014), “Can structural reforms help Europe?”, *Journal of Monetary Economics*, N° 61, pp. 2-22.

Erceg, C., C. Gust e D. López-Salido (2010), “The transmission of domestic shocks in open economies”, in J. Gali e M. Gertler (eds.), *International dimensions of monetary policy*, University of Chicago Press.

Erceg, C. e J. Lindé (2014), “Is There a Fiscal Free Lunch in a Liquidity Trap?”, *Journal of the European Economic Association*, Vol. 12, N°. 1, pp. 73–107.

Faini, R., G. B. Navaretti, J. Haskel, C. Scarpa e C. Wey (2006), “Contrasting Europe’s decline: do product market reforms help?”, in T. Bouri, M. Castanheira, R. Faini e V. Glasso (eds.), *Structural reforms without prejudices*, Oxford: Oxford University Press.

Fatas, A. (2015), “The agenda for structural reform in Europe”, Center for Economic Policy Research Discussion Paper Series, N° 10723, julho.

Fatas, A. e I. Mihov (2001), “The effects of fiscal policy on consumption and employment: theory and evidence”, Center for Economic Policy Research Discussion Papers, N° 2760, abril.



Friedman, M. (1957), “The permanent income hypothesis”, in M. Friedman (ed.), *A theory of the consumption function*, Vol. 27, Princeton University Press, pp. 20-37.

Fundo Monetário Internacional (2015), “Structural reforms and macroeconomic performance: Initial considerations for the Fund”, International Monetary Fund Staff Report, novembro.

Fundo Monetário Internacional (2016), *World Economic Outlook: Too Slow for Too Long*, International Monetary Fund: Washington, DC.

Giavazzi, F. e M. Pagano (1990), “Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small European Countries”, *NBER Macroeconomics Annual*, N° 5, pp. 75-111.

Gonçalves, T. F. (2014), “The nonlinear fiscal multipliers: evidence from Portugal”, Instituto Universitário de Lisboa, dissertação do Mestrado em Economia.

Gorodnichenko, Y., E. G. Mendoza e L. L. Tesar (2012), “The Finnish Great Depression: from Russia with love”, *The American Economic Review*, Vol. 102, N° 4, pp. 1619-1643.

Haltom, R. e P. G. Sarte (2011), “Is Stimulative Fiscal Policy More Effective at the Zero Lower Bound?”, Federal Reserve Bank of Richmond Economic Brief 11-08.

Hebous, S. (2011), “The effects of discretionary fiscal policy on macroeconomic aggregates: A reappraisal”, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 25, N° 4, pp. 674–707.

Hernández de Cos, P. e E. Moral-Benito (2013), “Fiscal multipliers in turbulent times: the case of Spain”, Documentos de Trabajo, N° 1309, Banco de Espanha.

Huidrom, R., M. A. Kose, J. Lim e F. Ohnsorge (2016), “Do fiscal multipliers depend on fiscal positions?”, Center for Economic Policy Research Discussion Paper Series, N° 11346, junho.

Ilzetzki, E., E. G. Mendoza e C. A. Végh (2013), “How big (small?) are fiscal multipliers?”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 60, N° 2, pp. 239-254.

Kerdrain, C., I. Koske e I. Wanner (2010), “The impact of structural policies on saving, investment and current accounts”, Organisation for Economic Co-operation and Development Economics Department Working Papers, N° 815, dezembro.

Leeper, E. M., A. W. Richter e T. B. Walker (2012), “Quantitative effects of fiscal foresight”, *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 4, Nº 2, pp. 115-44.

McCall, J. J. (1970), “Economics of information and job search”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84, Nº 1, pp. 139-168.

Minea, A. e L. Mustea (2015), “A fresh look at fiscal multipliers: one size fits all? Evidence from the Mediterranean area”, *Applied Economics*, Vol. 47, Nº 26, pp. 2728-2744.

Mountford, A. e H. Uhlig (2009), “What are the effects of fiscal policy shocks”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 24, Nº 6, pp. 960-992.

Müller, G. J. (2013), “Fiscal Austerity and the Multiplier in Times of Crisis”, *German Economic Review*, Nº 15, pp. 243-258.

Pereira, A. M e O. Roca-Sagalés, (2011) "Long-term effects of fiscal policies in Portugal", *Journal of Economic Studies*, Vol. 38, Nº1, pp.114-127.

Pereira, M. C. e L. Wemans (2013), “Output effects of fiscal policy in Portugal: a structural VAR approach”, *Economic Bulletin and Financial Stability Report Articles*, Banco de Portugal, Economic and Research Department.

Perotti, R. (1999), “Fiscal policy in good times and bad”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, Nº 4, pp. 1399-1436.

Perotti, R. (2007), “In search of the transmission mechanism of fiscal policy”, *NBER Macroeconomics Annual*, Nº 22, pp. 169 – 226.

Ramey, A. e M. D. Shapiro (1998), “Costly capital reallocation and the effects of government spending”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 48, pp.145-194.

Ramey, V. (2011), “Can Government Purchases Stimulate the Economy?”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 49, Nº 3, pp. 673-85.

Sajedi, R. (2016), “Fiscal consequences of structural reforms under constrained monetary policy”, *Staff Working Paper Nº 620*, Bank of England;

Sims, C. A. (1980), “Macroeconomics and reality”, *Econometrica*, Vol. 48, Nº 1, pp. 1-48.

Tagkalakis, A. (2008), “The effects of fiscal policy on consumption in recessions and expansions”, *Journal of Public Economics*, Nº 92, pp. 1486-1508.

Turrini, A., G. Koltay, F. Pierini, C. Goffard e Á. Kiss (2015), “A decade of labour market reforms in the EU: insights from the LABREF Database”, *IZA Journal of Labour Policy*, Vol. 4, Nº 12.

Uhlig, H. (2005), “What are the effects of monetary policy? Results from an agnostic identification procedure”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, pp. 381-419.

Warmedinger, T., C. Checherita-Westphal e P. Hernández de Cos (2015), “Fiscal multipliers and beyond”, *Hacienda Pública Española / Review of Public Economics*, Vol. 215, Nº 4, pp. 139-168.

Yang, S. C. S. (2005), “Quantifying tax effects under policy foresight”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, pp. 1557–68.

## Webgrafia

[http://ec.europa.eu/economy\\_finance/structural\\_reforms/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/economy_finance/structural_reforms/index_en.htm). Acedido a 05/11/16.

<http://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/ALL/?uri=CELEX:52015DC0012>. Acedido a 23/02/17.

<https://webgate.ec.europa.eu/labref/public/>. Acedido a 27/06/17

## Anexos

### A.1. Listagem das variáveis usadas da base de dados AMECO

São enumeradas e sumariamente descritas, no presente Anexo, as variáveis da base de dados AMECO usadas na estimação.

Variável	Nome EViews	Descrição
Produto Interno Bruto	GDP	Gross domestic product at constant market prices (average of national growth rates weighted with current values in ECU/EUR)_OVGD
Despesa Pública	PUB_SPENDING	Total current expenditure of general government (National currency)_UUCG
Transferências Sociais	TRANSF_SOC	TRANSF_SOC = TRANSF_1 + TRANSF_2 + TRANSF_3 + TRANSF_4
	TRANSF_1	Social transfers in kind consist of individual goods and services provided as transfers in kind to individual households by government units (National currency)_UCIG0
	TRANSF_2	Social benefits other than social transfers in kind paid by general government (National currency)_UYTGH
	TRANSF_3	Subsidies paid by general government (National currency)_UYVG
	TRANSF_4	Other current expenditure of general government (National currency)_UUOG
Consumo Intermédio <sup>86</sup>	INTER_CONS	INTER_CONS= PUB_SEPENDING - (TRANS_SOC + PUB_WAGES + PUB_INVEST)

<sup>86</sup> Uma vez que a variável consumo intermédio não se encontra mais disponível na base de dados da AMECO, esta foi construída subtraindo a despesa pública total as restantes rubricas que a compõe, isolando o valor do consumo intermédio.

Variável	Nome EViews	Descrição
Salários de trabalhadores do setor público	PUB_WAGES	Compensation of employees includes wages and salaries, and employers' social contributions (National currency)_UWCG
Investimento Público	PUB_INVEST	Gross fixed capital formation of general government (National currency)_UIGGO
Receita Pública	TAXES	Taxes = Direct_Tax + Indirect_Tax + Pay_SS
Impostos Diretos	DIRECT_TAX	Current taxes on income and wealth received by general government comprise taxes on income and other current taxes (National currency)_UTYG
Impostos Indiretos	INDIRECT_TAX	Taxes linked to imports and production received by general government (National currency)_UTVG
Pagamentos à Segurança Social	PAY_SS	Social contributions received by general government comprise actual social contributions and imputed social contributions (National currency)_UTSG
Taxa de Juro Real de Longo Prazo	REAL_LT_INT_RATE	$\frac{ILN - PVGD}{\frac{PVGD}{100} + 1} \text{ _ILRV}$ <p>ILN = Nominal long-term interest rates  PVGD = Price deflator gross domestic product at market prices</p>

<b>Variável</b>	<b>Nome EViews</b>	<b>Descrição</b>
Dívida Pública	PUB_DEBT	Gross debt at nominal value outstanding at the end of the year of the sector of general government, with the exception of those liabilities the corresponding financial assets of which are held by the sector of general government (Percentage of GDP at market prices)_UDGG

## A.2. Listagem dos indicadores usados na identificação de reformas estruturais

<b>Indicador</b>	<b>Definição</b>	<b>Fonte</b>
Unemployment benefit replacement rate, 5 years average unemployment (in % of previous net income)	Average net replacement rate over 60 months following unemployment for a one earner couple with two children, where the earner previously earned the average wage. Children are assumed to be aged 6 and 4. Where applicable housing and social assistance benefits are assumed to be in payment.	OCDE, Benefits and Wages: Statistics
Job protection on regular workers (index from 0 to 6)	Measure of the procedures and costs involved in dismissing individuals or groups of workers and the procedures involved in hiring workers on fixed-term contracts	OECD, Employment and Labour Market Statistics Database
Job protection on temporary workers (index from 0 to 6)	Measure of the procedures and costs involved in dismissing individuals or groups of workers and the procedures involved in hiring workers on temporary contracts	OECD, Employment and Labour Market Statistics Database
Share of temporary workers ( as percentage of all dependent employment)	Incidence of temporary employment, for both male and female workers, of all ages, that have a dependent employment	OECD, Employment and Labour Market Statistics Database

<b>Indicador</b>	<b>Definição</b>	<b>Fonte</b>
Active labour market policy spending _ Training (public expenditure as a percentage of GDP)	Active labour market policy spending on training (institutional training, workplace training, integrated training and special support for apprenticeship)	OECD, Employment and Labour Market Statistics Database
Active labour market policy spending _ Employment incentives (public expenditure as a percentage of GDP)	Active labour market policy spending on employment incentives (recruitment incentives, employment maintenance incentives, job rotation and job sharing)	OECD, Employment and Labour Market Statistics Database
Product market regulation in non-manufacturing industries (index from 0 to 6)	The OECD indicators of regulation in energy, transport and communications (ETCR) summarise regulatory provisions in seven sectors: telecoms, electricity, gas, post, rail, air passenger transport, and road freight.	OCDE, Product Market Regulation Database
Average effective retirement age _Men	Average effective age of retirement is calculated as a weighted average of (net) withdrawals from the labour market at different ages over a 5-year period for workers initially aged 40 and over.	OECD estimates based on the results of national labour force surveys, the European Union Labour Force Survey



<b>Indicador</b>	<b>Definição</b>	<b>Fonte</b>
Average effective retirement age _Women	Average effective age of retirement is calculated as a weighted average of (net) withdrawals from the labour market at different ages over a 5-year period for workers initially aged 40 and over.	OECD estimates based on the results of national labour force surveys, the European Union Labour Force Survey
Average effective retirement age _Total	Average effective retirement age between Man and Women	Author's calculation based on OCDE estimates
Tax structure ( tax revenue as a percentage of total tax revenue)	Ratio of tax on income, profits and capital gains revenue, over the total tax revenue	OECD, Tax Statistics Database

### A.3. Identificação dos episódios de reformas estruturais\_ Proteção laboral de trabalhadores

	<b>Desvio-Padrão</b>	<b>2*Desvio-Padrão</b>	<b>Episódio Reforma_1</b>	<b>Episódio Reforma_2</b>
Austria	0,080	0,160	2003	2003
Belgium	0,067	0,135	1998;2012	2012
Estonia	0,343	0,685	2010	2010
Finland	0,040	0,080	1997;2002	1997;2002
France	0,033	0,065	2009	2009
Germany	0,031	0,061	1997;1998;2003;2004	1997;1998;2004
Greece	0,136	0,271	2011	2011
Ireland	0,044	0,088	2006	2006
Italy	0,032	0,065	1998; 2002;2013	1998;2002;2013
Latvia	0,000	0,000		
Lithuania	0,000	0,000	2013	2013
Luxembourg	0,014	0,029	2012	
Netherlands	0,024	0,047	2002; 2004; 2007; 2009	2004
Portugal	0,132	0,264	1997;2004; 2008; 2010;2012;2013	2012; 2013
Slovak Republic	0,126	0,251	2003; 2012	2012
Slovenia	0,016	0,032	2011	2011
Spain	0,050	0,099	2011;2013	2011;2013
Total			33	22

**A.4. Identificação dos episódios de reformas estruturais\_ Despesas em políticas ativas de emprego (formação e incentivo ao emprego)**

	Desvio- Padrão	2*Desvio -Padrão	Episódio Reforma_1	Episódio Reforma_2
Austria	0,080	0,160	2003	2003
Belgium	0,067	0,135	1998;2012	2012
Estonia	0,343	0,685	2010	2010
Finland	0,040	0,080	1997;2002	1997;2002
France	0,033	0,065	2009	2009
Germany	0,031	0,061	1997;1998;2003; 2004	1997;1998;2004
Greece	0,136	0,271	2011	2011
Ireland	0,044	0,088	2006	2006
Italy	0,032	0,065	1998; 2002;2013	1998;2002;2013
Latvia	0,000	0,000		
Lithuania	0,000	0,000	2013	2013
Luxembourg	0,014	0,029	2012	
Netherlands	0,024	0,047	2002; 2004; 2007; 2009	2004
Portugal	0,132	0,264	1997;2004; 2008; 2010;2012;2013	2012; 2013
Slovak Republic	0,126	0,251	2003; 2012	2012
Slovenia	0,016	0,032	2011	2011
Spain	0,050	0,099	2011;2013	2011;2013
Total			33	22

**A.5. Identificação dos episódios de reformas estruturais\_ Benefícios  
ao desemprego: Média de 5 anos da taxa de substituição**

	<b>Desvio- Padrão</b>	<b>2*Desvio -Padrão</b>	<b>Episódio Reforma_1</b>	<b>Episódio Reforma_2</b>
Austria	0,080	0,160	2003	2003
Belgium	0,067	0,135	1998;2012	2012
Estonia	0,343	0,685	2010	2010
Finland	0,040	0,080	1997;2002	1997;2002
France	0,033	0,065	2009	2009
Germany	0,031	0,061	1997;1998;2003; 2004	1997;1998;2004
Greece	0,136	0,271	2011	2011
Irland	0,044	0,088	2006	2006
Italy	0,032	0,065	1998; 2002;2013	1998;2002;2013
Latvia	0,000	0,000		
Lithuania	0,000	0,000	2013	2013
Luxembourg	0,014	0,029	2012	
Netherlands	0,024	0,047	2002; 2004; 2007; 2009	2004
Portugal	0,132	0,264	1997;2004; 2008; 2010;2012;2013	2012; 2013
Slovak Republic	0,126	0,251	2003; 2012	2012
Slovenia	0,016	0,032	2011	2011
Spain	0,050	0,099	2011;2013	2011;2013
Total			33	22

**A.6. Identificação dos episódios de reformas estruturais\_ Regulação  
no mercado de produtos**

	<b>Desvio- Padrão</b>	<b>2*Desvio- Padrão</b>	<b>Episódio Reforma_1</b>	<b>Episódio Reforma_2</b>
Austria	0,080	0,160	2003	2003
Belgium	0,067	0,135	1998;2012	2012
Estonia	0,343	0,685	2010	2010
Finland	0,040	0,080	1997;2002	1997;2002
France	0,033	0,065	2009	2009
Germany	0,031	0,061	1997;1998;2003; 2004	1997;1998;2004
Greece	0,136	0,271	2011	2011
Ireland	0,044	0,088	2006	2006
Italy	0,032	0,065	1998; 2002;2013	1998;2002;2013
Latvia	0,000	0,000		
Lithuania	0,000	0,000	2013	2013
Luxembourg	0,014	0,029	2012	
Netherlands	0,024	0,047	2002; 2004; 2007; 2009	2004
Portugal	0,132	0,264	1997;2004; 2008; 2010;2012;2013	2012; 2013
Slovak Republic	0,126	0,251	2003; 2012	2012
Slovenia	0,016	0,032	2011	2011
Spain	0,050	0,099	2011;2013	2011;2013
Total			33	22

### A.7. Identificação dos episódios de reformas estruturais\_ Estrutura tributária

	<b>Desvio-Padrão</b>	<b>2*Desvio-Padrão</b>	<b>Episódio Reforma_1</b>	<b>Episódio Reforma_2</b>
Austria	0,080	0,160	2003	2003
Belgium	0,067	0,135	1998;2012	2012
Estonia	0,343	0,685	2010	2010
Finland	0,040	0,080	1997;2002	1997;2002
France	0,033	0,065	2009	2009
Germany	0,031	0,061	1997;1998;2003;2004	1997;1998;2004
Greece	0,136	0,271	2011	2011
Ireland	0,044	0,088	2006	2006
Italy	0,032	0,065	1998; 2002;2013	1998;2002;2013
Latvia	0,000	0,000		
Lithuania	0,000	0,000	2013	2013
Luxembourg	0,014	0,029	2012	
Netherlands	0,024	0,047	2002; 2004; 2007; 2009	2004
Portugal	0,132	0,264	1997;2004; 2008; 2010;2012;2013	2012; 2013
Slovak Republic	0,126	0,251	2003; 2012	2012
Slovenia	0,016	0,032	2011	2011
Spain	0,050	0,099	2011;2013	2011;2013
Total			33	22

### A.8. Identificação dos episódios de reformas estruturais\_ Idade de reforma<sup>87</sup>

	<b>Desvio-Padrão</b>	<b>2*Desvio-Padrão</b>	<b>Episódio Reforma_1</b>	<b>Episódio Reforma_2</b>
Austria	0,080	0,160	2003	2003
Belgium	0,067	0,135	1998;2012	2012
Estonia	0,343	0,685	2010	2010
Finland	0,040	0,080	1997;2002	1997;2002
France	0,033	0,065	2009	2009
Germany	0,031	0,061	1997;1998;2003;2004	1997;1998;2004
Greece	0,136	0,271	2011	2011
Irland	0,044	0,088	2006	2006
Italy	0,032	0,065	1998; 2002;2013	1998;2002;2013
Latvia	0,000	0,000		
Lithuania	0,000	0,000	2013	2013
Luxembourg	0,014	0,029	2012	
Netherlands	0,024	0,047	2002; 2004; 2007; 2009	2004
Portugal	0,132	0,264	1997;2004; 2008; 2010;2012;2013	2012; 2013
Slovak Republic	0,126	0,251	2003; 2012	2012
Slovenia	0,016	0,032	2011	2011
Spain	0,050	0,099	2011;2013	2011;2013
Total			33	22

<sup>87</sup> Em 1995, para a Alemanha, Eslovénia e Eslováquia considerou-se a idade de reforma média de 1996, para que não houvesse lacunas na série.

## A.9. Regressão base (amostra completa)<sup>88</sup>

Vector Autoregression Estimates				
Date: 06/18/17 Time: 19:08				
Sample (adjusted): 1997 2013				
Included observations: 264 after adjustments				
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
	D_PUB_SPE...	D_GDP	D_TAXES	REAL_LT_IN...
D_PUB_SPENDING(-1)	0.367994 (0.05077) [ 7.24856]	0.056157 (0.05934) [ 0.94639]	-0.063841 (0.06772) [-0.94269]	0.007502 (4.10790) [ 0.00183]
D_GDP(-1)	0.433487 (0.08073) [ 5.36946]	0.661453 (0.09436) [ 7.00983]	0.636221 (0.10769) [ 5.90773]	-17.21438 (6.53245) [-2.63521]
D_TAXES(-1)	-0.037873 (0.07042) [-0.53780]	-0.030348 (0.08231) [-0.36870]	-0.018399 (0.09394) [-0.19586]	-3.879692 (5.69823) [-0.68086]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	-0.001018 (0.00071) [-1.43208]	0.004395 (0.00083) [ 5.28983]	0.003707 (0.00095) [ 3.91004]	0.429578 (0.05751) [ 7.46923]
C	0.008085 (0.00347) [ 2.32976]	-0.005760 (0.00406) [-1.42016]	-0.000341 (0.00463) [-0.07362]	1.834048 (0.28079) [ 6.53177]
R-squared	0.470212	0.326964	0.246391	0.379616
Adj. R-squared	0.462030	0.316570	0.234752	0.370035
Sum sq. resids	0.212582	0.290415	0.378278	1391.835
S.E. equation	0.028649	0.033486	0.038217	2.318163
F-statistic	57.46873	31.45590	21.16988	39.62087
Log likelihood	565.8177	524.6363	489.7461	-594.0404
Akaike AIC	-4.248619	-3.936639	-3.672319	4.538185
Schwarz SC	-4.180893	-3.868912	-3.604593	4.605911
Mean dependent	0.024828	0.022245	0.022377	2.429849
S.D. dependent	0.039060	0.040505	0.043687	2.920692
Determinant resid covariance (dof adj.)	2.17E-09			
Determinant resid covariance	2.01E-09			
Log likelihood	1144.945			
Akaike information criterion	-8.522309			
Schwarz criterion	-8.251404			

<sup>88</sup> O F-Estatístico observado para cada uma das 4 equações é superior ao F-crítico (2,4636), logo ela é globalmente significativa. O valor para o F-crítico foi obtido utilizando a função @qfdist(0.95, 4, 264) no programa Eviews8. Esta análise pode ser disponibilizada para as restantes estimações mediante pedido.



**A.10. Output das resposta-impulso dos gastos públicos e do produto a um choque nos gastos públicos e volume médio do produto e dos gastos públicos**

<b>Período</b>	<b>Resposta dos gastos públicos a um choque nos gastos públicos</b>	<b>Resposta acumulada do produto a um choque nos gastos</b>
<b>1</b>	0,0286490	0,0063780
<b>2</b>	0,0133740	0,0107940
<b>3</b>	0,0070520	0,0133220
<b>4</b>	0,0038450	0,0145300
<b>5</b>	0,0020530	0,0149670
<b>6</b>	0,0010230	0,0150300
<b>7</b>	0,0004500	0,0149520
<b>8</b>	0,0001570	0,0148520
<b>9</b>	0,0000257	0,0147730
<b>10</b>	-0,0000209	0,0147250

<b>Produto (valor médio da amostra)</b>	<b>Gastos Públicos (valor médio da amostra)</b>
519694,5	262102,2

## A.11. Regressão base (1995-2007)

Vector Autoregression Estimates				
Date: 06/17/17 Time: 12:14				
Sample (adjusted): 1997 2007				
Included observations: 165 after adjustments				
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
	D_PUB_SPE...	D_GDP	D_TAXES	REAL_LT_IN...
D_PUB_SPENDING(-1)	0.192380 (0.07482) [ 2.57124]	0.020487 (0.05013) [ 0.40872]	0.023851 (0.07648) [ 0.31187]	-3.489033 (2.98352) [-1.16944]
D_GDP(-1)	0.555217 (0.11806) [ 4.70276]	0.742472 (0.07909) [ 9.38714]	0.715474 (0.12068) [ 5.92879]	-8.700916 (4.70781) [-1.84819]
D_TAXES(-1)	-0.041831 (0.09166) [-0.45636]	0.016528 (0.06141) [ 0.26914]	-0.003047 (0.09369) [-0.03252]	-4.938959 (3.65509) [-1.35125]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	-0.002115 (0.00107) [-1.98481]	-0.000416 (0.00071) [-0.58293]	-0.001010 (0.00109) [-0.92750]	0.738387 (0.04249) [ 17.3774]
C	0.012920 (0.00516) [ 2.50603]	0.011560 (0.00345) [ 3.34696]	0.012280 (0.00527) [ 2.33038]	0.863901 (0.20558) [ 4.20230]
R-squared	0.323340	0.557110	0.334086	0.707574
Adj. R-squared	0.306423	0.546038	0.317438	0.700263
Sum sq. resids	0.112200	0.050358	0.117227	178.4061
S.E. equation	0.026481	0.017741	0.027068	1.055954
F-statistic	19.11388	50.31588	20.06777	96.78666
Log likelihood	367.5824	433.6754	363.9662	-240.5695
Akaike AIC	-4.394939	-5.196066	-4.351106	2.976600
Schwarz SC	-4.300819	-5.101946	-4.256986	3.070720
Mean dependent	0.033667	0.040152	0.037787	2.046144
S.D. dependent	0.031797	0.026331	0.032763	1.928745
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.17E-10			
Determinant resid covariance	1.03E-10			
Log likelihood	960.4650			
Akaike information criterion	-11.39958			
Schwarz criterion	-11.02310			

## A.12. Regressão base (2008-2013)

Vector Autoregression Estimates				
Date: 05/17/17 Time: 13:37				
Sample: 2008 2013				
Included observations: 99				
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
	D_PUB_SPE...	D_GDP	D_TAXES	REAL_LT_IN...
D_PUB_SPENDING(-1)	0.499838 (0.07797) [ 6.41055]	-0.046481 (0.10224) [-0.45461]	-0.241572 (0.11192) [-2.15850]	-2.106578 (8.57716) [-0.24560]
D_GDP(-1)	0.332381 (0.12848) [ 2.58711]	0.380396 (0.16847) [ 2.25797]	0.410007 (0.18441) [ 2.22336]	-26.80821 (14.1329) [-1.89687]
D_TAXES(-1)	0.041203 (0.11265) [ 0.36575]	-0.091596 (0.14772) [-0.62007]	-0.091612 (0.16170) [-0.56657]	-3.077153 (12.3921) [-0.24832]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	-7.10E-05 (0.00112) [-0.06346]	0.003697 (0.00147) [ 2.51967]	0.002935 (0.00161) [ 1.82714]	0.223241 (0.12310) [ 1.81349]
C	0.001461 (0.00504) [ 0.28995]	-0.017023 (0.00661) [-2.57593]	-0.007322 (0.00723) [-1.01227]	2.514073 (0.55437) [ 4.53499]
R-squared	0.542963	0.105737	0.144976	0.291075
Adj. R-squared	0.523515	0.067683	0.108591	0.260908
Sum sq. resids	0.091898	0.158016	0.189333	1112.045
S.E. equation	0.031267	0.041000	0.044880	3.439516
F-statistic	27.91818	2.778627	3.984593	9.648770
Log likelihood	205.1440	178.3141	169.3639	-260.2073
Akaike AIC	-4.043314	-3.501295	-3.320482	5.357724
Schwarz SC	-3.912247	-3.370228	-3.189416	5.488790
Mean dependent	0.010097	-0.007601	-0.003305	3.069359
S.D. dependent	0.045296	0.042462	0.047535	4.000810
Determinant resid covariance (dof adj.)	6.98E-09			
Determinant resid covariance	5.68E-09			
Log likelihood	377.9634			
Akaike information criterion	-7.231583			
Schwarz criterion	-6.707316			

## A.13. Regressão base com variáveis orçamentais desagregadas (amostra completa)

Vector Autoregression Estimates Date: 06/19/17 Time: 12:39 Sample (adjusted): 1997 2013 Included observations: 264 after adjustments Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]									
	D_TRANSF_...	D_INTER_C...	D_PUB_WAG...	D_PUB_INVE...	D_GDP	D_PAY_SS	D_DIRECT_T...	D_INDIRECT...	REAL_LT_IN...
D_TRANSF_SOC(-1)	0.179271 (0.06972) [ 2.57137]	0.130639 (0.12128) [ 1.07719]	0.295885 (0.07352) [ 4.02478]	0.542564 (0.29167) [ 1.86019]	0.084339 (0.07184) [ 1.17397]	0.167073 (0.07530) [ 2.21889]	-0.042530 (0.17021) [-0.24987]	0.165532 (0.12038) [ 1.37503]	3.988142 (5.01302) [ 0.79556]
D_INTER_CONS(-1)	0.008000 (0.03881) [ 0.20613]	-0.160167 (0.06751) [-2.37235]	-0.011803 (0.04093) [-0.28839]	-0.009204 (0.16237) [-0.05669]	0.055595 (0.03999) [ 1.39013]	0.055070 (0.04192) [ 1.31380]	-0.175695 (0.09476) [-1.85418]	0.035320 (0.06702) [ 0.52703]	-4.017585 (2.79071) [-1.43963]
D_PUB_WAGE(-1)	0.161406 (0.07611) [ 2.12063]	0.054713 (0.13240) [ 0.41324]	-0.051234 (0.08026) [-0.63837]	-0.395441 (0.31842) [-1.24188]	-0.028291 (0.07843) [-0.36072]	-0.056468 (0.08220) [-0.68695]	-0.225909 (0.18582) [-1.21571]	-0.064150 (0.13142) [-0.48811]	3.116323 (5.47277) [ 0.56942]
D_PUB_INVEST(-1)	0.023758 (0.01801) [ 1.31926]	0.111610 (0.03133) [ 3.56277]	0.067546 (0.01899) [ 3.55699]	0.066642 (0.27041) [ 0.88455]	0.019266 (0.07534) [ 1.03822]	0.016314 (0.01856) [ 0.83879]	0.078300 (0.01945) [ 1.78087]	-0.019876 (0.03110) [-0.63918]	-2.936161 (1.29490) [-2.26749]
D_GDP(-1)	0.290247 (0.09401) [ 3.08749]	0.268039 (0.16353) [ 1.63908]	0.563282 (0.09913) [ 5.68236]	1.399550 (0.39329) [ 3.55860]	0.615246 (0.09687) [ 6.35130]	0.447442 (0.10153) [ 4.40707]	0.924503 (0.22951) [ 4.02808]	0.567713 (0.16233) [ 3.49738]	-10.01648 (6.75952) [-1.48183]
D_PAY_SS(-1)	0.005998 (0.06464) [ 0.09280]	0.071584 (0.11244) [ 0.63665]	-0.051416 (0.06816) [-0.75436]	0.406869 (0.27041) [ 1.50461]	-0.055016 (0.06660) [-0.82601]	-0.064178 (0.06981) [-0.91934]	-0.296864 (0.15781) [-1.88117]	-0.124234 (0.11161) [-1.11310]	-3.168905 (4.64768) [-0.68182]
D_DIRECT_TAX(-1)	0.018544 (0.02947) [ 0.62919]	-0.075767 (0.05127) [-1.47785]	0.004551 (0.03108) [ 0.14644]	-0.091707 (0.12330) [-0.74377]	-0.112019 (0.03037) [-3.68850]	-0.022663 (0.03183) [-0.71199]	-0.039361 (0.07196) [-0.54702]	-0.122926 (0.05089) [-2.41549]	4.697577 (2.11920) [ 2.21668]
D_INDIRECT_TAX(-1)	-0.080835 (0.04793) [-1.68640]	0.080376 (0.08338) [ 0.96394]	-0.061951 (0.05054) [-1.22566]	0.058977 (0.20053) [ 0.29410]	0.185397 (0.04939) [ 3.75350]	0.075468 (0.05177) [ 1.45779]	0.296334 (0.11703) [ 2.53217]	0.150561 (0.08277) [ 1.81906]	-11.57939 (3.44664) [-3.35962]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	-0.002783 (0.00077) [-3.60461]	0.000791 (0.00134) [ 0.58901]	-0.001537 (0.00081) [-1.88743]	0.007038 (0.00323) [ 2.17905]	0.004542 (0.00080) [ 5.70916]	-0.000459 (0.00083) [-0.55043]	0.006673 (0.00188) [ 3.54042]	0.005008 (0.00133) [ 3.75679]	0.418923 (0.05551) [ 7.54638]
C	0.019615 (0.00402) [ 4.87520]	0.011176 (0.00700) [ 1.59684]	0.004882 (0.00424) [ 1.15080]	-0.051918 (0.01683) [-3.08448]	-0.008608 (0.00415) [-2.07622]	0.009135 (0.00435) [ 2.10222]	-0.008360 (0.00982) [-0.85111]	-0.005263 (0.00695) [-0.75757]	1.837206 (0.28930) [ 6.35055]
R-squared	0.433256	0.170593	0.484077	0.183160	0.412017	0.317627	0.276790	0.137070	0.449347
Adj. R-squared	0.413175	0.141205	0.465797	0.154217	0.391183	0.293448	0.251165	0.106493	0.429836
Sum sq. resids	0.238945	0.723045	0.265685	4.182084	0.253714	0.278707	1.424272	0.712434	1235.393
S.E. equation	0.030671	0.053354	0.032342	0.128316	0.031605	0.033125	0.074882	0.052961	2.205391
F-statistic	21.57492	5.804784	26.48022	6.328276	19.77618	13.13669	10.80133	4.482872	23.03009
Log likelihood	550.3862	404.2310	536.3842	172.5586	542.4696	530.0682	314.7422	406.1826	-578.3015
Akaike AIC	-4.093835	-2.986598	-3.987759	-1.231505	-4.033861	-3.939910	-2.308653	-3.001383	4.456830
Schwarz SC	-3.958382	-2.851146	-3.852306	-1.096052	-3.898408	-3.804458	-2.173201	-2.865930	4.592282
Mean dependent	0.027542	0.024696	0.020481	0.017543	0.022245	0.023962	0.020820	0.023011	2.429849
S.D. dependent	0.040039	0.057573	0.044250	0.139524	0.040505	0.039408	0.086534	0.056028	2.920692
Determinant resid covariance (dof adj.)	3.41E-22								
Determinant resid covariance	2.41E-22								
Log likelihood	3199.448								
Akaike information criterion	-23.55642								
Schwarz criterion	-22.33735								

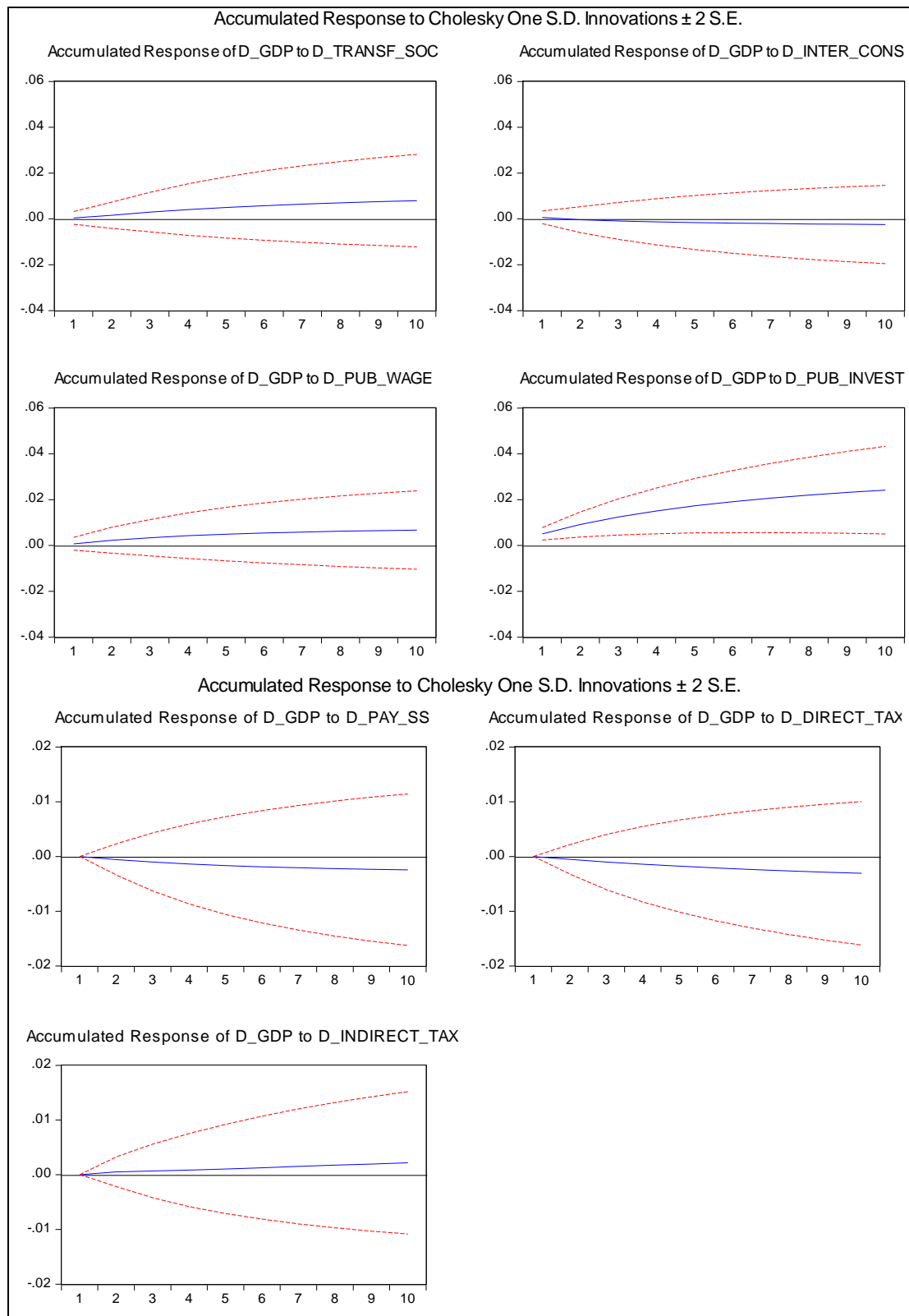
## A.14. Regressão com variáveis orçamentais desagregadas (1995-2007)

Vector Autoregression Estimates									
Date: 06/17/17 Time: 12:42									
Sample (adjusted): 1997 2007									
Included observations: 165 after adjustments									
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]									
	D_TRANSF_...	D_INTER_C...	D_PUB_WAG...	D_PUB_INVE...	D_GDP	D_PAY_SS	D_DIRECT_T...	D_INDIRECT...	REAL_LT_IN...
D_TRANSF_SOC(-1)	0.100736 (0.10758) [ 0.93642]	0.110539 (0.16147) [ 0.68457]	0.399818 (0.09746) [ 4.10227]	-0.145692 (0.37033) [-0.39341]	0.010249 (0.06063) [ 0.16903]	0.049099 (0.10918) [ 0.44972]	0.136380 (0.20035) [ 0.68072]	0.108313 (0.14117) [ 0.76726]	1.966141 (3.58221) [ 0.54886]
D_INTER_CONS(-1)	0.028155 (0.05811) [ 0.48455]	-0.130521 (0.08722) [-1.49651]	-0.004441 (0.05264) [-0.08437]	-0.491974 (0.20003) [-2.45953]	-0.038016 (0.03275) [-1.16082]	0.042904 (0.05897) [ 0.72755]	0.004060 (0.10821) [ 0.03752]	-0.123542 (0.07625) [-1.62023]	-0.029461 (1.93486) [-0.01523]
D_PUB_WAGE(-1)	0.188815 (0.11055) [ 1.70803]	-0.012870 (0.16593) [-0.07756]	-0.126145 (0.10015) [-1.25951]	0.142798 (0.38056) [ 0.37524]	0.058137 (0.06231) [ 0.93307]	0.001562 (0.11219) [ 0.01392]	-0.220161 (0.20588) [-1.06937]	0.056228 (0.14507) [ 0.38760]	-5.518139 (3.68111) [-1.49904]
D_PUB_INVEST(-1)	-0.005093 (0.02511) [-0.20285]	0.013039 (0.03769) [ 0.34597]	0.040585 (0.02275) [ 1.78406]	-0.075691 (0.08644) [-0.87567]	0.002568 (0.01415) [ 0.18147]	-0.010666 (0.02548) [-0.41854]	0.055925 (0.04676) [ 1.19594]	-0.009637 (0.03295) [-0.29247]	-0.560817 (0.83611) [-0.67074]
D_GDP(-1)	0.473760 (0.15703) [ 3.01691]	0.325886 (0.23571) [ 1.38256]	0.696521 (0.14227) [ 4.89569]	2.158880 (0.54059) [ 3.99353]	0.753762 (0.08851) [ 8.51623]	0.648002 (0.15937) [ 4.06598]	0.756864 (0.29246) [ 2.58792]	0.590822 (0.20607) [ 2.86706]	-4.974740 (5.22916) [-0.95135]
D_PAY_SS(-1)	-0.072364 (0.08959) [-0.80770]	0.015307 (0.13448) [ 0.11382]	-0.035963 (0.08117) [-0.44306]	0.080291 (0.30842) [ 0.26033]	-0.017047 (0.05050) [-0.33759]	0.085586 (0.09093) [ 0.94128]	-0.166597 (0.16686) [-0.99844]	-0.006563 (0.11757) [-0.05582]	-3.682311 (2.98339) [-1.23427]
D_DIRECT_TAX(-1)	-0.000401 (0.04310) [-0.00931]	-0.046607 (0.06469) [-0.72044]	-0.039571 (0.03905) [-1.01339]	0.033320 (0.14837) [ 0.22457]	-0.008283 (0.02429) [-0.34098]	-0.029030 (0.04374) [-0.66369]	0.102176 (0.08027) [ 1.27293]	-0.046501 (0.05656) [-0.82218]	0.353204 (1.43519) [ 0.24610]
D_INDIRECT_TAX(-1)	-0.096490 (0.07304) [-1.32113]	0.009043 (0.10963) [ 0.08249]	-0.183760 (0.06617) [-2.77711]	0.173132 (0.25143) [ 0.68860]	0.014173 (0.04116) [ 0.34431]	-0.000158 (0.07412) [-0.00213]	0.181465 (0.13602) [ 1.33409]	0.038821 (0.09584) [ 0.40505]	-4.950925 (2.43204) [-2.03571]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	-0.002007 (0.00133) [-1.50895]	0.000228 (0.00200) [ 0.11417]	-0.001390 (0.00121) [-1.15364]	-0.008624 (0.00458) [-1.88331]	-0.000505 (0.00075) [-0.67338]	-0.001214 (0.00135) [-0.89894]	-0.001142 (0.00248) [-0.46076]	0.000318 (0.00175) [ 0.18200]	0.739968 (0.04430) [ 16.7049]
C	0.016008 (0.00695) [ 2.30390]	0.025170 (0.01043) [ 2.41336]	0.005719 (0.00630) [ 0.90845]	0.000180 (0.02392) [ 0.00754]	0.012236 (0.00392) [ 3.12428]	0.007530 (0.00705) [ 1.06785]	0.008001 (0.01294) [ 0.61832]	0.018269 (0.00912) [ 2.00363]	0.841182 (0.23138) [ 3.63557]
R-squared	0.211263	0.048950	0.372574	0.267267	0.565041	0.263837	0.199258	0.138836	0.717046
Adj. R-squared	0.165466	-0.006272	0.336143	0.224721	0.539786	0.221092	0.152763	0.088833	0.700617
Sum sq. resids	0.155681	0.350756	0.127786	1.844958	0.049456	0.160349	0.539980	0.268091	172.6270
S.E. equation	0.031692	0.047570	0.028713	0.109101	0.017863	0.032164	0.059023	0.041589	1.055331
F-statistic	4.612980	0.886418	10.22678	6.281857	22.37285	6.172341	4.285611	2.776546	43.64365
Log likelihood	340.5612	273.5480	356.8510	136.5880	435.1662	338.1240	237.9541	295.7209	-237.8529
Akaike AIC	-4.006802	-3.194521	-4.204254	-1.534400	-5.153530	-3.977260	-2.763080	-3.463283	3.004277
Schwarz SC	-3.818563	-3.006282	-4.016015	-1.346160	-4.965291	-3.789021	-2.574841	-3.275044	3.192516
Mean dependent	0.032291	0.036060	0.029593	0.049972	0.040152	0.033470	0.041229	0.041134	2.046144
S.D. dependent	0.034692	0.047422	0.035240	0.123908	0.026331	0.036444	0.064124	0.043569	1.928745
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.06E-23								
Determinant resid covariance	6.03E-24								
Log likelihood	2303.700								
Akaike information criterion	-26.83273								
Schwarz criterion	-25.13858								

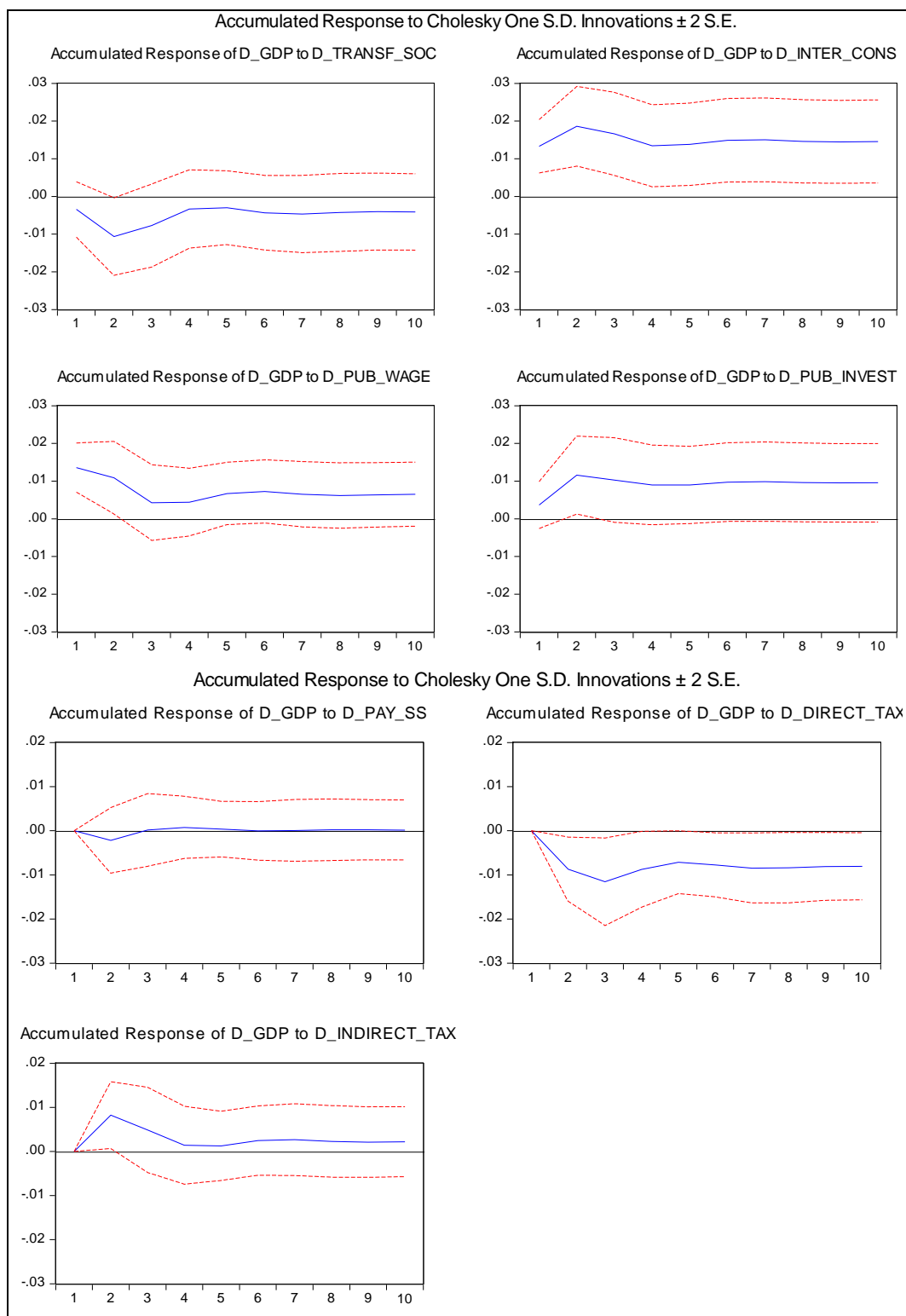
## A.15. Regressão base com variáveis orçamentais desagregadas (2008-2013)

Vector Autoregression Estimates									
Date: 06/19/17 Time: 12:45									
Sample: 2008 2013									
Included observations: 99									
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]									
	D_TRANSF_...	D_INTER_C...	D_PUB_WAG...	D_PUB_INVE...	D_GDP	D_PAY_SS	D_DIRECT_T...	D_INDIRECT...	REAL_LT_IN...
D_TRANSF_SOC(-1)	0.309714 (0.09743) [ 3.17889]	0.231605 (0.19754) [ 1.17246]	0.250025 (0.12868) [ 1.94307]	0.467891 (0.46310) [ 1.01035]	-0.046566 (0.12405) [-0.37537]	0.282710 (0.11017) [ 2.56618]	-0.433875 (0.30449) [-1.42492]	-0.012133 (0.20070) [-0.06045]	12.83976 (10.3361) [ 1.24223]
D_INTER_CONS(-1)	-0.026003 (0.05286) [-0.49188]	-0.244679 (0.10718) [-2.28286]	-0.010431 (0.06982) [-0.14940]	0.295622 (0.25127) [ 1.17651]	0.092122 (0.06731) [ 1.36861]	0.018840 (0.05978) [ 0.31518]	-0.358802 (0.16521) [-2.17177]	0.089594 (0.10890) [ 0.82274]	-11.56465 (5.60822) [-2.06209]
D_PUB_WAGE(-1)	0.015071 (0.11753) [ 0.12824]	-0.144220 (0.23829) [-0.60524]	0.029520 (0.15522) [ 0.19018]	-0.921346 (0.55863) [-1.64930]	0.009604 (0.14964) [ 0.06418]	-0.137572 (0.13289) [-1.03520]	0.103236 (0.36730) [ 0.28107]	-0.116112 (0.24210) [-0.47960]	-2.663284 (12.4682) [-0.21361]
D_PUB_INVEST(-1)	0.068019 (0.02675) [ 2.54285]	0.259850 (0.05423) [ 4.79128]	0.095379 (0.03533) [ 2.69983]	0.333630 (0.12714) [ 2.62402]	0.040607 (0.03406) [ 1.19224]	0.054582 (0.03025) [ 1.80457]	0.083079 (0.08360) [ 0.99378]	-0.010698 (0.05510) [-0.19414]	-5.049687 (2.83779) [-1.77944]
D_GDP(-1)	0.153173 (0.12625) [ 1.21326]	-0.001225 (0.25597) [-0.00479]	0.427003 (0.16674) [ 2.56090]	0.542391 (0.60009) [ 0.90385]	0.400972 (0.16075) [ 2.49435]	0.272734 (0.14276) [ 1.91047]	0.992098 (0.39456) [ 2.51442]	0.240814 (0.26007) [ 0.92596]	-24.59604 (13.3937) [-1.83639]
D_PAY_SS(-1)	0.109062 (0.09504) [ 1.14753]	0.213741 (0.19270) [ 1.10921]	-0.068214 (0.12552) [-0.54344]	0.976679 (0.45175) [ 2.16198]	-0.177593 (0.12101) [-1.46753]	-0.309069 (0.10747) [-2.87590]	-0.548252 (0.29703) [-1.84578]	-0.297174 (0.19578) [-1.51789]	-1.062143 (10.0828) [-0.10534]
D_DIRECT_TAX(-1)	0.074604 (0.04359) [ 1.71147]	-0.023340 (0.08838) [-0.26408]	0.031546 (0.05757) [ 0.54795]	0.118256 (0.20720) [ 0.57074]	-0.194376 (0.05550) [-3.50205]	-0.001191 (0.04929) [-0.02417]	-0.183706 (0.13623) [-1.34848]	-0.157446 (0.08980) [-1.75339]	12.77234 (4.62449) [ 2.76189]
D_INDIRECT_TAX(-1)	-0.090604 (0.06764) [-1.33941]	0.036975 (0.13715) [ 0.26960]	0.034441 (0.08934) [ 0.38550]	-0.343431 (0.32153) [-1.06812]	0.248942 (0.08613) [ 2.89026]	0.104404 (0.07649) [ 1.36495]	0.299893 (0.21141) [ 1.41855]	0.089643 (0.13935) [ 0.64331]	-19.67384 (7.17636) [-2.74148]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	-0.003289 (0.00113) [-2.91880]	0.000808 (0.00228) [ 0.35344]	-0.000838 (0.00149) [-0.56323]	0.012490 (0.00536) [ 2.33170]	0.004251 (0.00143) [ 2.96256]	-0.002186 (0.00127) [-1.71589]	0.008249 (0.00352) [ 2.34233]	0.002577 (0.00232) [ 1.11027]	0.146713 (0.11955) [ 1.22719]
C	0.020533 (0.00496) [ 4.14250]	0.003215 (0.01005) [ 0.31994]	0.003654 (0.00655) [ 0.55816]	-0.084964 (0.02356) [-3.60623]	-0.016307 (0.00631) [-2.58376]	0.014191 (0.00560) [ 2.53190]	-0.013522 (0.01549) [-0.87287]	-0.009839 (0.01021) [-0.96363]	2.444752 (0.52588) [ 4.64911]
R-squared	0.658030	0.324734	0.534770	0.226001	0.327585	0.378783	0.356158	0.158975	0.474180
Adj. R-squared	0.623449	0.256448	0.487724	0.147731	0.259588	0.315963	0.291050	0.073928	0.421007
Sum sq. resids	0.073286	0.301261	0.127831	1.655747	0.118815	0.093704	0.715801	0.310984	824.8195
S.E. equation	0.028696	0.058180	0.037899	0.136396	0.036538	0.032448	0.089681	0.059112	3.044279
F-statistic	19.02857	4.755538	11.36703	2.887464	4.817646	6.029677	5.470296	1.869255	8.917725
Log likelihood	216.3464	146.3725	188.8074	62.02302	192.4278	204.1806	103.5340	144.8002	-245.4171
Akaike AIC	-4.168615	-2.755001	-3.612270	-1.050970	-3.685409	-3.922840	-1.889576	-2.723237	5.159942
Schwarz SC	-3.906481	-2.492868	-3.350137	-0.788837	-3.423276	-3.660707	-1.627443	-2.461103	5.422075
Mean dependent	0.019626	0.005757	0.005294	-0.036505	-0.007601	0.008114	-0.013194	-0.007195	3.069359
S.D. dependent	0.046763	0.067472	0.052951	0.147745	0.042462	0.039232	0.106511	0.061426	4.000810
Determinant resid covariance (dof adj.)	6.06E-22								
Determinant resid covariance	2.32E-22								
Log likelihood	1201.498								
Akaike information criterion	-22.45450								
Schwarz criterion	-20.09530								

## A.16. Funções resposta-impulso acumulada do produto às componentes da despesa e da receita, regressão base (1995-2007)



## A.17. Funções resposta-impulso acumulada do produto às componentes da despesa e da receita, regressão base (2008-2013)

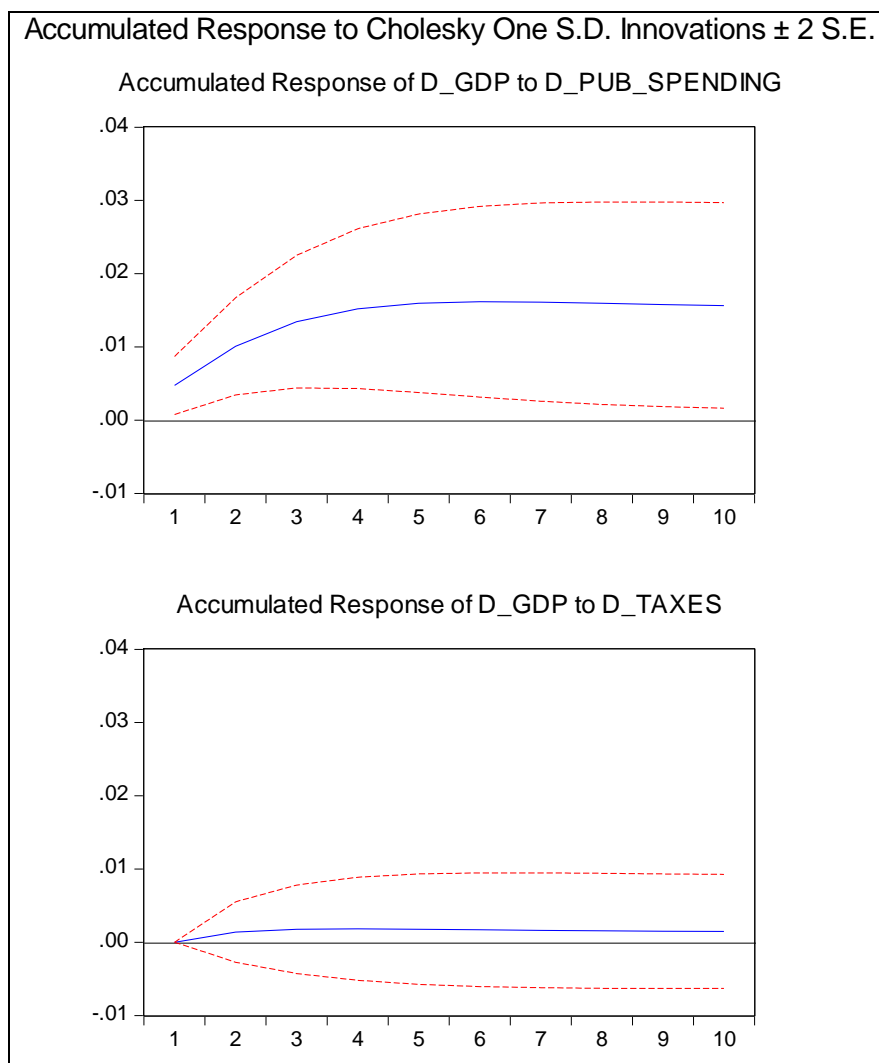




## A.18. Regressão com reforma: redução do nível de proteção laboral (amostra completa)

Vector Autoregression Estimates				
Date: 05/24/17 Time: 16:35				
Sample (adjusted): 1997 2013				
Included observations: 217 after adjustments				
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
	D_PUB_SPE...	D_GDP	D_TAXES	REAL_LT_IN...
D_PUB_SPENDING(-1)	0.409776 (0.05583) [ 7.33953]	0.106558 (0.05947) [ 1.79171]	-0.041345 (0.07147) [-0.57853]	-7.332455 (3.68941) [-1.98743]
D_GDP(-1)	0.285219 (0.09261) [ 3.07993]	0.488358 (0.09865) [ 4.95063]	0.435619 (0.11854) [ 3.67488]	-6.340505 (6.11952) [-1.03611]
D_TAXES(-1)	0.008412 (0.07620) [ 0.11040]	0.049971 (0.08117) [ 0.61565]	0.018161 (0.09754) [ 0.18619]	-5.623830 (5.03528) [-1.11688]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	-0.002747 (0.00087) [-3.15099]	0.002770 (0.00093) [ 2.98221]	0.001976 (0.00112) [ 1.77086]	0.563851 (0.05761) [ 9.78709]
C	0.013841 (0.00398) [ 3.47563]	-0.002979 (0.00424) [-0.70221]	0.006877 (0.00510) [ 1.34906]	1.497552 (0.26316) [ 5.69064]
DUMMY_LABOUR_PRO...	-0.002117 (0.00539) [-0.39294]	-0.002665 (0.00574) [-0.46440]	-0.009018 (0.00690) [-1.30777]	-0.056643 (0.35600) [-0.15911]
R-squared	0.449849	0.277085	0.150033	0.470111
Adj. R-squared	0.436812	0.259954	0.129892	0.457555
Sum sq. resids	0.160296	0.181887	0.262646	699.9713
S.E. equation	0.027563	0.029360	0.035281	1.821373
F-statistic	34.50623	16.17476	7.448993	37.43937
Log likelihood	474.4439	460.7335	420.8679	-434.9786
Akaike AIC	-4.317456	-4.191092	-3.823667	4.064319
Schwarz SC	-4.224002	-4.097639	-3.730214	4.157772
Mean dependent	0.021719	0.016723	0.018334	2.558787
S.D. dependent	0.036728	0.034129	0.037823	2.472982
Determinant resid covariance (dof adj.)	9.93E-10			
Determinant resid covariance	8.87E-10			
Log likelihood	1029.800			
Akaike information criterion	-9.270046			
Schwarz criterion	-8.896232			

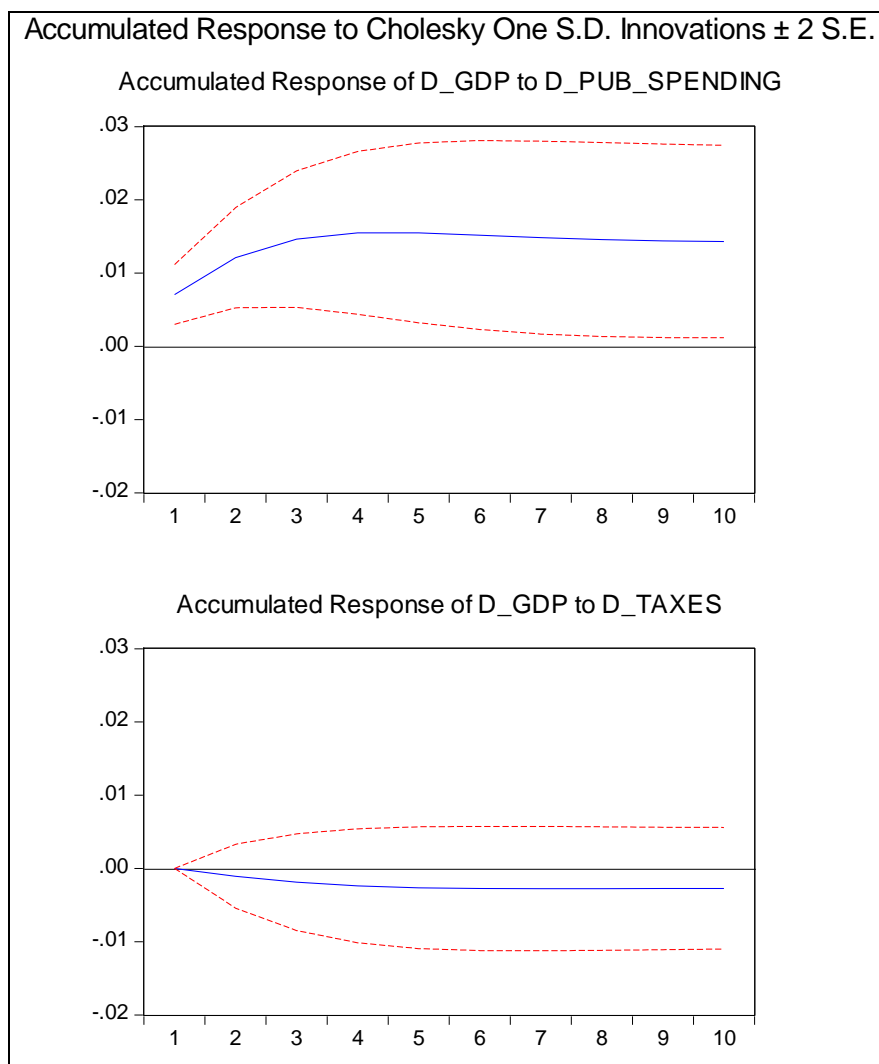
**A.19. Funções resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita: redução do nível de proteção laboral (amostra completa)**



## A.20. Regressão com reforma: aumento dos gastos com políticas ativas de emprego (amostra completa)

Vector Autoregression Estimates				
Date: 05/24/17 Time: 18:49				
Sample (adjusted): 1997 2013				
Included observations: 258 after adjustments				
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
	D_PUB_SPE...	D_GDP	D_TAXES	REAL_LT_IN...
D_PUB_SPENDING(-1)	0.347641 (0.05256) [ 6.61395]	0.076520 (0.06082) [ 1.25808]	-0.037755 (0.06931) [-0.54469]	-3.657729 (4.17496) [-0.87611]
D_GDP(-1)	0.427861 (0.08419) [ 5.08224]	0.651682 (0.09742) [ 6.68942]	0.658195 (0.11102) [ 5.92860]	-18.61666 (6.68698) [-2.78402]
D_TAXES(-1)	-0.018967 (0.07211) [-0.26304]	-0.032827 (0.08344) [-0.39342]	-0.043174 (0.09509) [-0.45404]	-0.381109 (5.72745) [-0.06654]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	-0.001164 (0.00074) [-1.58174]	0.004493 (0.00085) [ 5.27762]	0.004157 (0.00097) [ 4.28482]	0.394325 (0.05843) [ 6.74857]
C	0.007096 (0.00356) [ 1.99188]	-0.004628 (0.00412) [-1.12277]	0.000161 (0.00470) [ 0.03421]	1.751377 (0.28295) [ 6.18974]
DUMMY_ALP_1	0.009128 (0.00525) [ 1.73792]	-0.011204 (0.00608) [-1.84328]	-0.012482 (0.00693) [-1.80200]	1.212875 (0.41720) [ 2.90717]
R-squared	0.475967	0.337251	0.266835	0.399838
Adj. R-squared	0.465569	0.324101	0.252288	0.387930
Sum sq. resids	0.206567	0.276605	0.359227	1303.243
S.E. equation	0.028631	0.033131	0.037756	2.274115
F-statistic	45.77709	25.64692	18.34305	33.57735
Log likelihood	553.6957	516.0321	482.3160	-575.0211
Akaike AIC	-4.245703	-3.953737	-3.692372	4.504040
Schwarz SC	-4.163076	-3.871110	-3.609745	4.586667
Mean dependent	0.024429	0.021420	0.022032	2.375725
S.D. dependent	0.039164	0.040298	0.043663	2.906778
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.98E-09			
Determinant resid covariance	1.81E-09			
Log likelihood	1132.669			
Akaike information criterion	-8.594330			
Schwarz criterion	-8.263822			

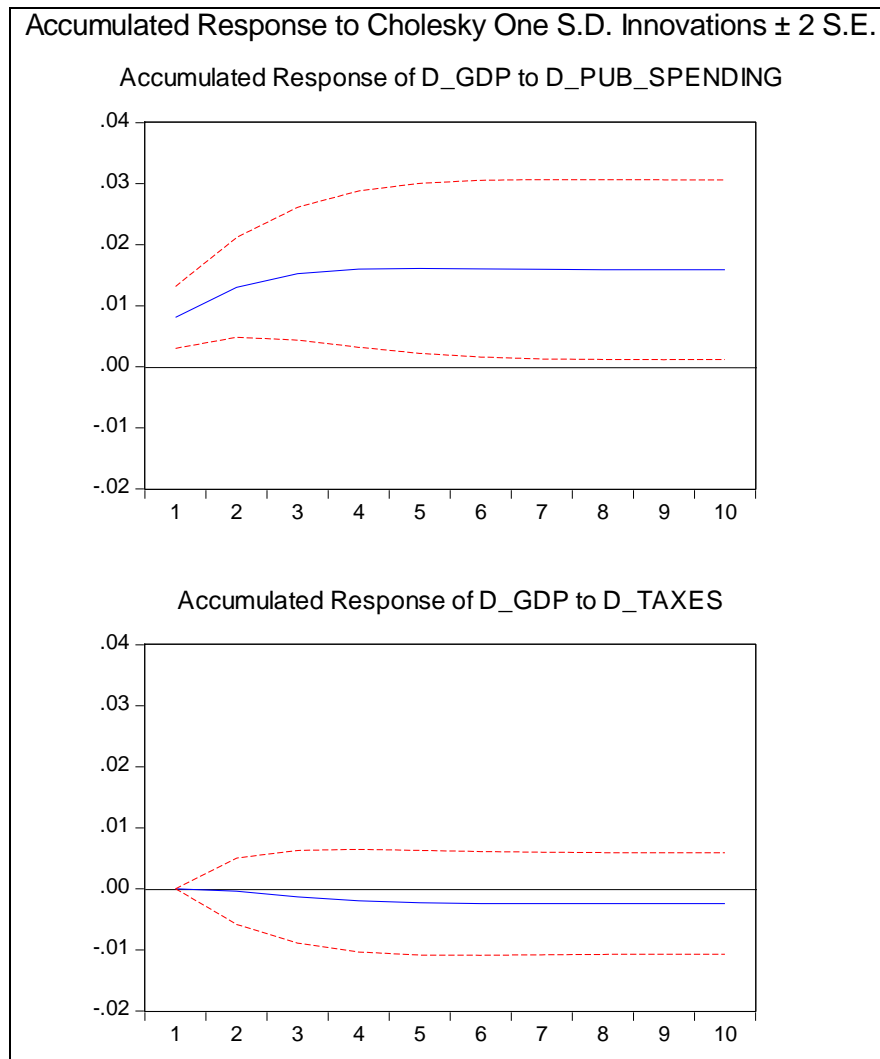
**A.21. Funções resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita: aumento dos gastos com políticas ativas de emprego (amostra completa)**



## A.22. Regressão com reforma: redução dos benefícios ao desemprego (amostra completa)

Vector Autoregression Estimates				
Date: 05/24/17 Time: 22:05				
Sample (adjusted): 2001 2013				
Included observations: 202 after adjustments				
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
	D_PUB_SPE...	D_GDP	D_TAXES	REAL_LT_IN...
D_PUB_SPENDING(-1)	0.429105 (0.05737) [ 7.48010]	0.065296 (0.07346) [ 0.88889]	-0.086327 (0.08266) [-1.04430]	-2.543309 (5.10979) [-0.49773]
D_GDP(-1)	0.441886 (0.09312) [ 4.74532]	0.565633 (0.11924) [ 4.74361]	0.627396 (0.13419) [ 4.67554]	-24.06861 (8.29452) [-2.90175]
D_TAXES(-1)	0.006524 (0.07787) [ 0.08378]	0.005517 (0.09971) [ 0.05533]	-0.056334 (0.11221) [-0.50204]	-4.966204 (6.93610) [-0.71599]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	0.000127 (0.00087) [ 0.14578]	0.003923 (0.00112) [ 3.51532]	0.003230 (0.00126) [ 2.57222]	0.285660 (0.07763) [ 3.67984]
C	0.006079 (0.00390) [ 1.55992]	-0.004820 (0.00499) [-0.96591]	0.001692 (0.00562) [ 0.30128]	2.126103 (0.34713) [ 6.12476]
DUMMY_UBENEFIT1	-0.010859 (0.00523) [-2.07527]	-0.007431 (0.00670) [-1.10908]	-0.009705 (0.00754) [-1.28720]	0.273652 (0.46607) [ 0.58715]
R-squared	0.542126	0.236430	0.188087	0.375927
Adj. R-squared	0.530446	0.216951	0.167375	0.360006
Sum sq. resids	0.158845	0.260456	0.329839	1260.277
S.E. equation	0.028468	0.036454	0.041023	2.535741
F-statistic	46.41313	12.13778	9.081028	23.61313
Log likelihood	435.3321	385.3868	361.5336	-471.5383
Akaike AIC	-4.250813	-3.756305	-3.520134	4.728102
Schwarz SC	-4.152547	-3.658040	-3.421869	4.826367
Mean dependent	0.023964	0.014328	0.014924	2.194312
S.D. dependent	0.041545	0.041195	0.044957	3.169693
Determinant resid covariance (dof adj.)	2.92E-09			
Determinant resid covariance	2.58E-09			
Log likelihood	850.6617			
Akaike information criterion	-8.184770			
Schwarz criterion	-7.791708			

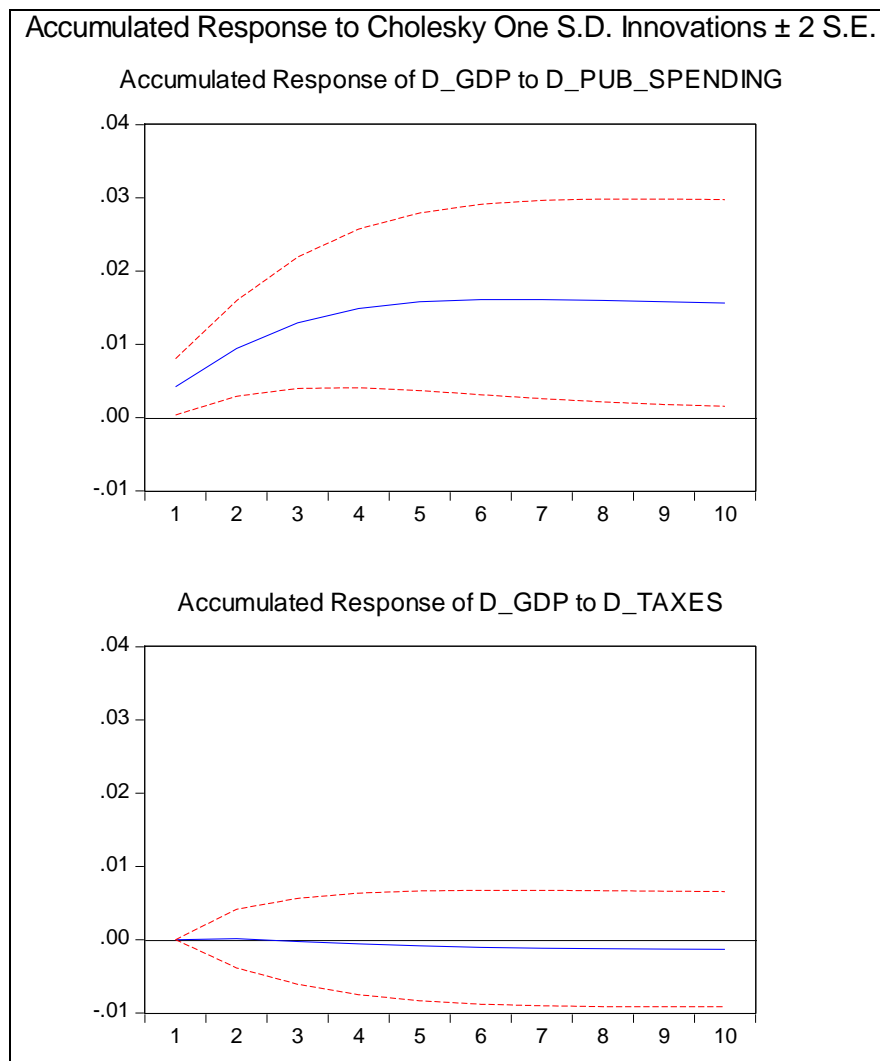
**A.23. Funções resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita: redução dos benefícios ao desemprego (amostra completa)**



## A.24. Regressão com reforma: redução do nível de regulação no mercado de produtos (amostra completa)

Vector Autoregression Estimates				
Date: 06/17/17 Time: 15:47				
Sample (adjusted): 1997 2013				
Included observations: 242 after adjustments				
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
	D_PUB_SPE...	D_GDP	D_TAXES	REAL_LT_IN...
D_PUB_SPENDING(-1)	0.379932 (0.05347) [ 7.10569]	0.104866 (0.05863) [ 1.78870]	-0.032655 (0.06944) [-0.47027]	-6.986006 (3.44840) [-2.02587]
D_GDP(-1)	0.362986 (0.08638) [ 4.20207]	0.545909 (0.09472) [ 5.76365]	0.534981 (0.11218) [ 4.76878]	-7.665884 (5.57115) [-1.37600]
D_TAXES(-1)	-0.040406 (0.07178) [-0.56288]	0.004920 (0.07871) [ 0.06251]	-0.046306 (0.09323) [-0.49671]	-4.674465 (4.62964) [-1.00968]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	-0.002562 (0.00082) [-3.10743]	0.002692 (0.00090) [ 2.97796]	0.001911 (0.00107) [ 1.78468]	0.581189 (0.05317) [ 10.9317]
C	0.012846 (0.00372) [ 3.45372]	-0.002497 (0.00408) [-0.61232]	0.005783 (0.00483) [ 1.19711]	1.357601 (0.23989) [ 5.65930]
DUMMY_PRODUCT_MA...	0.002743 (0.00386) [ 0.71132]	0.002809 (0.00423) [ 0.66452]	0.001404 (0.00501) [ 0.28032]	0.240203 (0.24868) [ 0.96591]
R-squared	0.450011	0.301833	0.173706	0.491353
Adj. R-squared	0.438359	0.287041	0.156200	0.480576
Sum sq. resids	0.177381	0.213254	0.299168	737.8068
S.E. equation	0.027416	0.030060	0.035604	1.768135
F-statistic	38.61988	20.40559	9.922529	45.59518
Log likelihood	530.0425	507.7560	466.7949	-478.2672
Akaike AIC	-4.330929	-4.146744	-3.808222	4.002208
Schwarz SC	-4.244427	-4.060241	-3.721720	4.088711
Mean dependent	0.024183	0.020688	0.021424	2.506069
S.D. dependent	0.036582	0.035601	0.038760	2.453322
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.02E-09			
Determinant resid covariance	9.25E-10			
Log likelihood	1143.365			
Akaike information criterion	-9.250947			
Schwarz criterion	-8.904936			

**A.25. Funções resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita: redução do nível de regulação no mercado de produtos (amostra completa)**

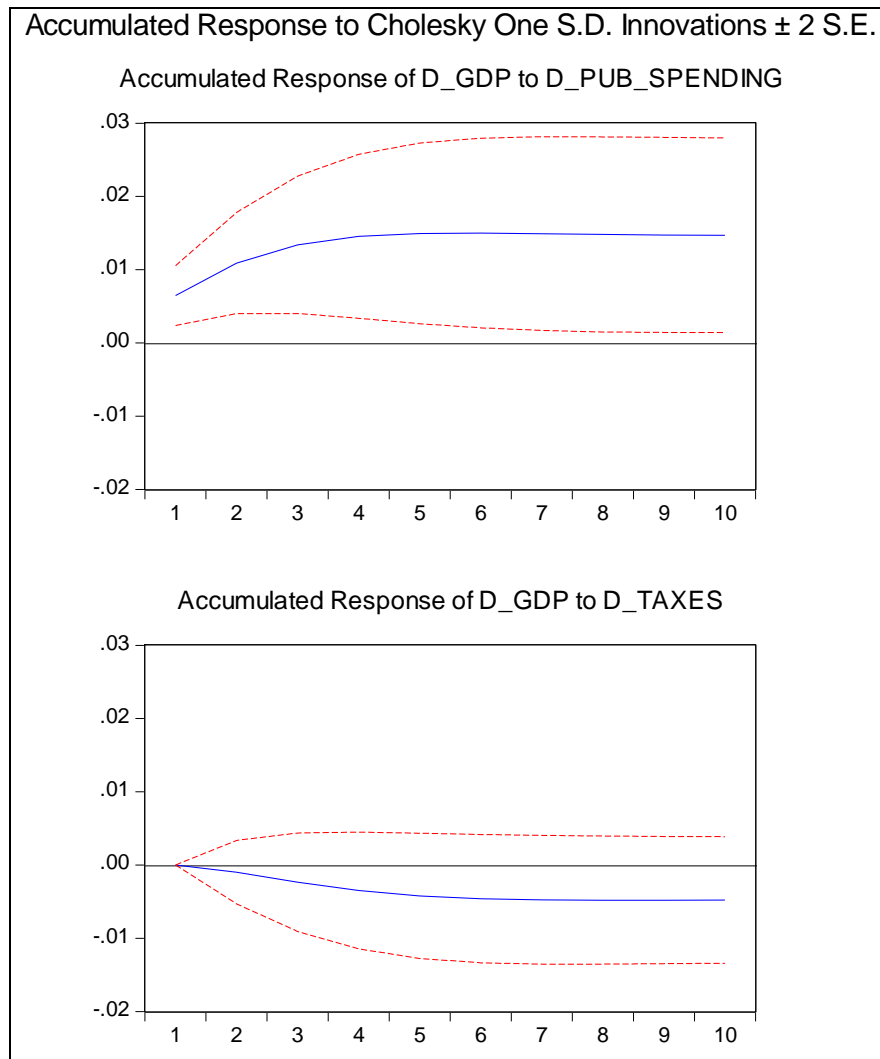




## A.26. Regressão com reforma: aumento da idade média de reforma (amostra completa)

Vector Autoregression Estimates				
Date: 05/24/17 Time: 19:44				
Sample (adjusted): 1997 2013				
Included observations: 264 after adjustments				
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
	D_PUB_SPE...	D_GDP	D_TAXES	REAL_LT_IN...
D_PUB_SPENDING(-1)	0.366873 (0.05086) [ 7.21313]	0.058009 (0.05940) [ 0.97651]	-0.063036 (0.06788) [-0.92860]	-0.342939 (4.07342) [-0.08419]
D_GDP(-1)	0.438019 (0.08117) [ 5.39662]	0.653968 (0.09480) [ 6.89853]	0.632968 (0.10833) [ 5.84310]	-15.79805 (6.50037) [-2.43033]
D_TAXES(-1)	-0.041363 (0.07074) [-0.58475]	-0.024583 (0.08262) [-0.29756]	-0.015893 (0.09441) [-0.16835]	-4.970527 (5.66508) [-0.87740]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	-0.001032 (0.00071) [-1.44953]	0.004418 (0.00083) [ 5.31270]	0.003717 (0.00095) [ 3.91197]	0.425145 (0.05702) [ 7.45560]
C	0.008678 (0.00361) [ 2.40641]	-0.006740 (0.00421) [-1.60019]	-0.000767 (0.00481) [-0.15928]	2.019404 (0.28880) [ 6.99232]
DUMMY_RETIEREMENT...	-0.002703 (0.00440) [-0.61405]	0.004464 (0.00514) [ 0.86835]	0.001941 (0.00587) [ 0.33033]	-0.844774 (0.35252) [-2.39639]
R-squared	0.470985	0.328926	0.246710	0.393124
Adj. R-squared	0.460733	0.315920	0.232111	0.381363
Sum sq. resids	0.212272	0.289568	0.378118	1361.529
S.E. equation	0.028684	0.033502	0.038283	2.297226
F-statistic	45.93982	25.29163	16.89948	33.42565
Log likelihood	566.0105	525.0215	489.8020	-591.1345
Akaike AIC	-4.242504	-3.931981	-3.665166	4.523746
Schwarz SC	-4.161232	-3.850710	-3.583895	4.605018
Mean dependent	0.024828	0.022245	0.022377	2.429849
S.D. dependent	0.039060	0.040505	0.043687	2.920692
Determinant resid covariance (dof adj.)	2.14E-09			
Determinant resid covariance	1.96E-09			
Log likelihood	1148.512			
Akaike information criterion	-8.519028			
Schwarz criterion	-8.193942			

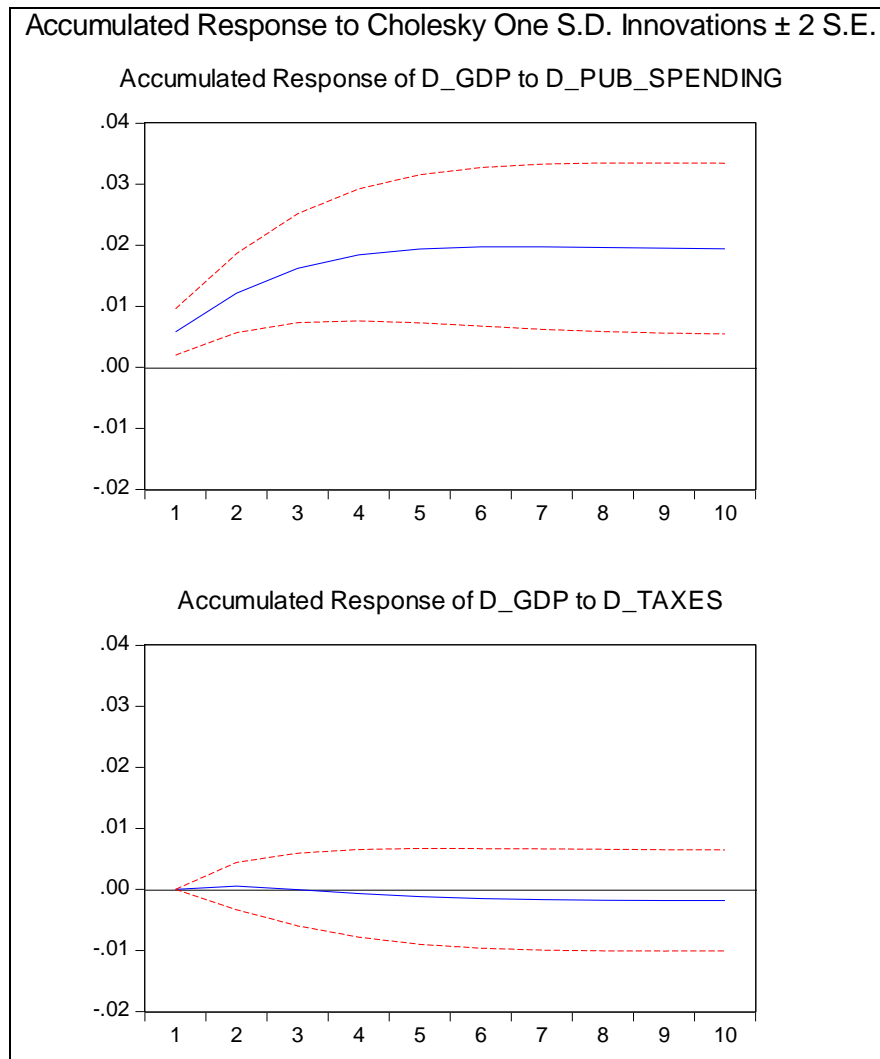
**A.27. Funções resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita: aumento da idade média de reforma (amostra completa)**



## A.28. Regressão com reforma: alteração da estrutura tributária (amostra completa)

Vector Autoregression Estimates				
Date: 05/28/17 Time: 19:13				
Sample (adjusted): 1997 2013				
Included observations: 252 after adjustments				
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
	D_PUB_SPE...	D_GDP	D_TAXES	REAL_LT_IN...
D_PUB_SPENDING(-1)	0.331104 (0.05444) [ 6.08199]	0.130983 (0.05782) [ 2.26540]	0.010872 (0.06568) [ 0.16553]	-4.195250 (4.14143) [-1.01300]
D_GDP(-1)	0.436170 (0.08579) [ 5.08414]	0.576180 (0.09112) [ 6.32364]	0.513853 (0.10351) [ 4.96437]	-14.48005 (6.52634) [-2.21871]
D_TAXES(-1)	-0.065851 (0.07290) [-0.90331]	0.030092 (0.07742) [ 0.38867]	0.008466 (0.08795) [ 0.09626]	-6.700952 (5.54566) [-1.20832]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	-0.001555 (0.00075) [-2.07708]	0.003711 (0.00079) [ 4.66843]	0.002862 (0.00090) [ 3.16988]	0.441346 (0.05693) [ 7.75182]
C	0.010376 (0.00369) [ 2.80847]	-0.001539 (0.00392) [-0.39210]	0.008343 (0.00446) [ 1.87169]	1.714533 (0.28105) [ 6.10037]
DUMMY_TAX_STRUCTU...	0.003956 (0.00508) [ 0.77932]	-0.026090 (0.00539) [-4.83876]	-0.040360 (0.00613) [-6.58904]	1.156372 (0.38621) [ 2.99414]
R-squared	0.440021	0.395287	0.330692	0.439470
Adj. R-squared	0.428639	0.382996	0.317088	0.428077
Sum sq. resids	0.200791	0.226490	0.292291	1161.998
S.E. equation	0.028570	0.030343	0.034470	2.173377
F-statistic	38.66046	32.16085	24.30877	38.57404
Log likelihood	541.4275	526.2527	494.1161	-550.1593
Akaike AIC	-4.249425	-4.128990	-3.873938	4.413963
Schwarz SC	-4.165391	-4.044956	-3.789904	4.497997
Mean dependent	0.024169	0.021349	0.021797	2.419079
S.D. dependent	0.037796	0.038629	0.041712	2.873864
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.55E-09			
Determinant resid covariance	1.41E-09			
Log likelihood	1137.419			
Akaike information criterion	-8.836661			
Schwarz criterion	-8.500525			

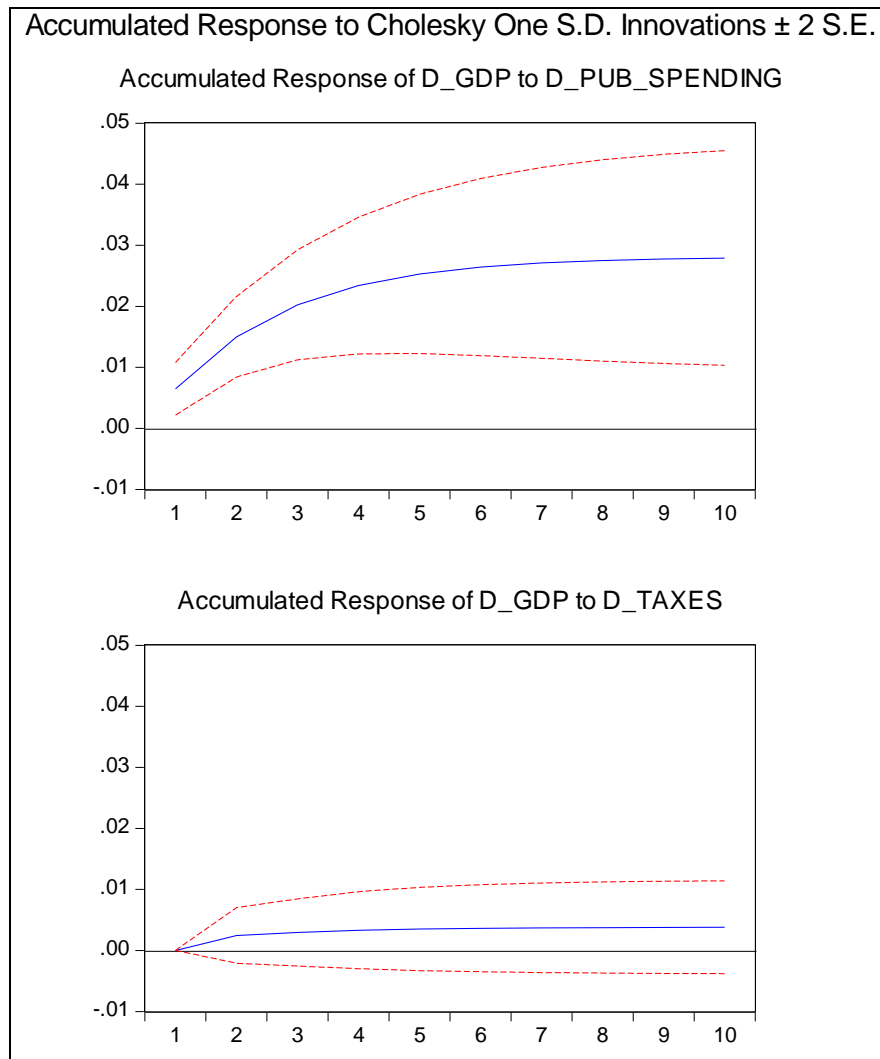
**A.29. Funções resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita: alteração da estrutura tributária (amostra completa)**



### A.30. Regressão com reforma: todas as reformas (amostra completa)

Vector Autoregression Estimates				
Date: 06/25/17 Time: 19:23				
Sample (adjusted): 2001 2013				
Included observations: 170 after adjustments				
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
	D_PUB_SPE...	D_GDP	D_TAXES	REAL_LT_IN...
D_PUB_SPENDING(-1)	0.464971 (0.07013) [ 6.63015]	0.262666 (0.07273) [ 3.61158]	0.090578 (0.08150) [ 1.11133]	-13.14613 (5.03793) [-2.60943]
D_GDP(-1)	0.328693 (0.10665) [ 3.08203]	0.223302 (0.11060) [ 2.01899]	0.207673 (0.12395) [ 1.67552]	-2.857619 (7.66132) [-0.37299]
D_TAXES(-1)	0.058563 (0.08655) [ 0.67660]	0.100677 (0.08976) [ 1.12160]	-0.021363 (0.10059) [-0.21237]	-6.197112 (6.21780) [-0.99667]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	-0.001496 (0.00103) [-1.44585]	0.002315 (0.00107) [ 2.15853]	0.001308 (0.00120) [ 1.08773]	0.502574 (0.07431) [ 6.76361]
C	0.010271 (0.00479) [ 2.14248]	0.003881 (0.00497) [ 0.78056]	0.018297 (0.00557) [ 3.28390]	1.379984 (0.34440) [ 4.00689]
DUMMY_LABOUR_PRO...	-0.000752 (0.00611) [-0.12323]	-0.005250 (0.00633) [-0.82928]	-0.011003 (0.00710) [-1.55076]	-0.004171 (0.43857) [-0.00951]
DUMMY_ALP_1	0.005740 (0.00704) [ 0.81509]	-0.015169 (0.00730) [-2.07715]	-0.023066 (0.00818) [-2.81832]	1.280190 (0.50588) [ 2.53064]
DUMMY_UBENEFIT1	-0.006184 (0.00565) [-1.09504]	-0.008832 (0.00586) [-1.50805]	-0.015670 (0.00656) [-2.38772]	0.462201 (0.40566) [ 1.13937]
DUMMY_PRODUCT_MA...	-0.003553 (0.00509) [-0.69736]	0.003433 (0.00528) [ 0.64982]	0.004436 (0.00592) [ 0.74923]	0.152136 (0.36598) [ 0.41569]
DUMMY_RETIEREMENT...	-0.003021 (0.00544) [-0.55516]	-0.002628 (0.00564) [-0.46560]	0.000559 (0.00632) [ 0.08838]	-0.749739 (0.39092) [-1.91789]
DUMMY_TAX_STRUCTU...	0.002245 (0.00585) [ 0.38384]	-0.034967 (0.00607) [-5.76482]	-0.046874 (0.00680) [-6.89585]	0.892547 (0.42016) [ 2.12431]
R-squared	0.528181	0.353510	0.338617	0.505134
Adj. R-squared	0.498507	0.312850	0.297021	0.474010
Sum sq. resids	0.119324	0.128333	0.161171	615.7833
S.E. equation	0.027395	0.028410	0.031838	1.967956
F-statistic	17.79934	8.694337	8.140545	16.22992
Log likelihood	376.0259	369.8394	350.4731	-350.6228
Akaike AIC	-4.294422	-4.221640	-3.993801	4.254385
Schwarz SC	-4.091518	-4.018735	-3.790897	4.457290
Mean dependent	0.022124	0.010032	0.011459	2.396370
S.D. dependent	0.038684	0.034272	0.037973	2.713481
Determinant resid covariance (dof adj.)	9.99E-10			
Determinant resid covariance	7.65E-10			
Log likelihood	819.4200			
Akaike information criterion	-9.122589			
Schwarz criterion	-8.310970			

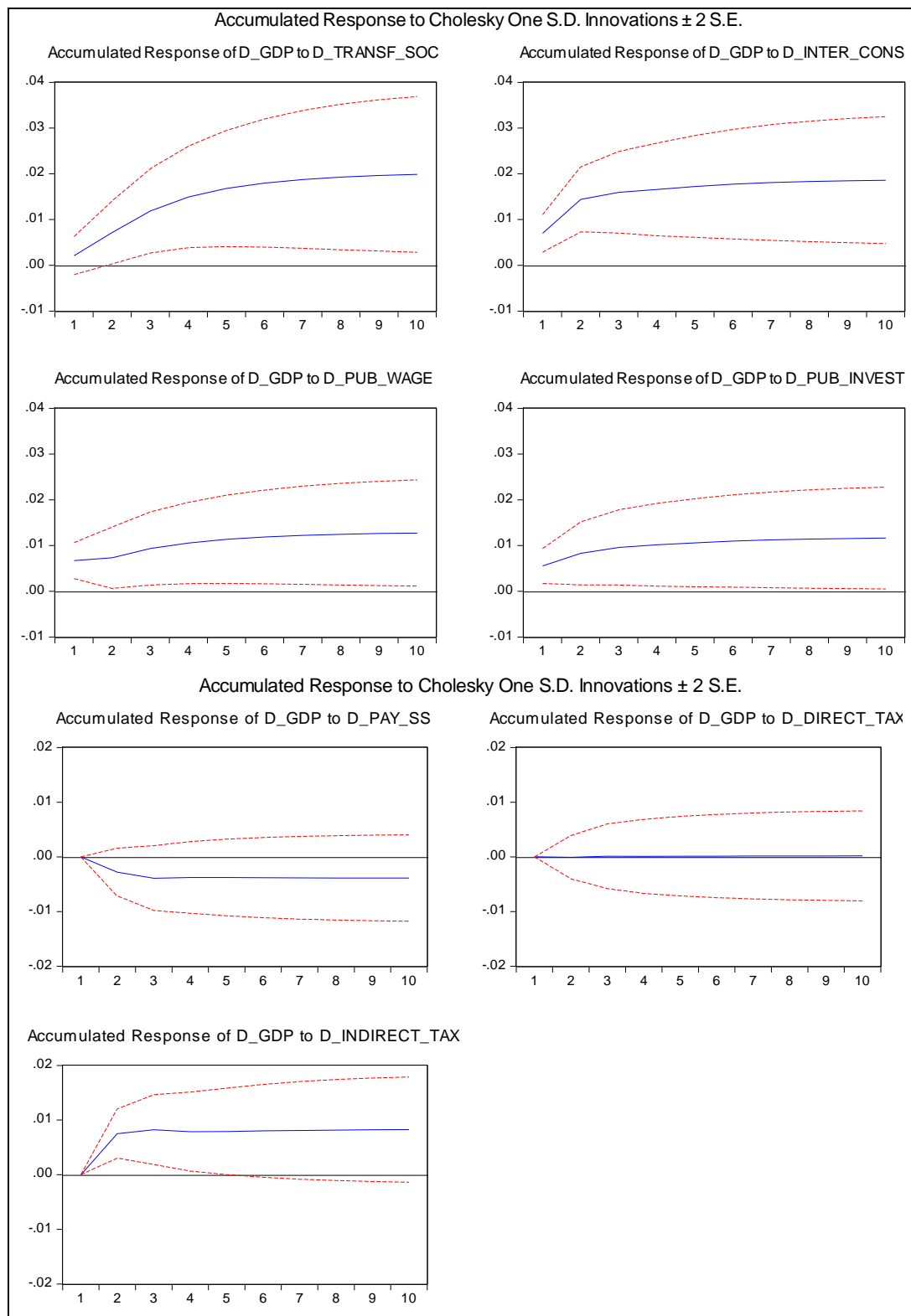
**A.31. Funções resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita: todas as reformas (amostra completa)**



## A.32. Regressão com reforma variáveis orçamentais desagregadas: todas as reformas (amostra completa)

Vector Autoregression Estimates Date: 06/17/17 Time: 15:53 Sample (adjusted): 2001 2013 Included observations: 170 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []									
	D_TRANSF_...	D_INTER_C...	D_PUB_WAG...	D_PUB_INVE...	D_GDP	D_PAY_SS	D_DIRECT_T...	D_INDIRECT...	REAL_LT_IN...
D_TRANSF_SOC(-1)	0.210850 (0.09361) [2.25245]	0.263082 (0.18844) [1.39613]	0.420971 (0.10548) [3.99091]	0.392845 (0.46266) [0.84911]	0.172037 (0.10175) [1.69077]	0.054061 (0.11223) [0.48171]	0.428236 (0.19123) [2.23939]	0.051256 (0.18338) [0.27951]	0.655867 (7.06738) [0.09280]
D_INTER_CONS(-1)	-0.007840 (0.04515) [-0.17365]	-0.107867 (0.09088) [-1.18692]	-0.063536 (0.05087) [-1.24893]	0.149475 (0.22313) [0.66990]	0.128251 (0.04907) [2.61349]	0.026400 (0.05412) [0.48776]	-0.072103 (0.09223) [-0.78181]	0.100897 (0.08844) [1.14084]	-12.31112 (3.40847) [-3.61192]
D_PUB_WAGE(-1)	0.244994 (0.10034) [2.44163]	-0.092093 (0.20199) [-0.45594]	0.000957 (0.11307) [0.00846]	-0.266952 (0.49592) [-0.53829]	0.034496 (0.10907) [0.31628]	0.115369 (0.12030) [0.95904]	-0.227141 (0.20498) [-1.10812]	0.232817 (0.19657) [1.18442]	-4.269492 (7.57556) [-0.56359]
D_PUB_INVEST(-1)	0.012365 (0.02092) [0.59098]	0.182470 (0.04212) [4.33252]	0.054132 (0.02358) [2.29609]	0.087416 (0.10341) [0.84537]	0.007721 (0.02274) [0.33950]	0.034972 (0.02508) [1.39425]	0.006202 (0.04274) [0.14512]	-0.057389 (0.04099) [-1.40021]	-0.993749 (1.57959) [-0.62912]
D_GDP(-1)	0.258091 (0.10501) [2.45774]	0.096269 (0.21139) [0.45541]	0.566850 (0.11833) [4.79038]	0.441799 (0.51901) [0.85124]	0.284013 (0.11414) [2.48819]	0.178007 (0.12590) [1.41393]	0.679361 (0.21452) [3.16687]	0.165839 (0.20572) [0.80615]	-1.812623 (7.92821) [-0.22863]
D_PAY_SS(-1)	0.077517 (0.07246) [1.06976]	0.006214 (0.14587) [0.04260]	0.054710 (0.08165) [0.67003]	0.551206 (0.35814) [1.53910]	-0.115024 (0.07876) [-1.46036]	-0.128497 (0.08687) [-1.47914]	-0.402482 (0.14803) [-2.71897]	-0.351454 (0.14195) [-2.47587]	2.485269 (5.47076) [0.45428]
D_DIRECT_TAX(-1)	0.046832 (0.03964) [1.18140]	0.031749 (0.07980) [0.39787]	-0.049298 (0.04467) [-1.10361]	0.290561 (0.19592) [1.48303]	-0.061054 (0.04309) [-1.41691]	0.006160 (0.04753) [0.12961]	-0.058467 (0.08098) [-0.72198]	-0.051565 (0.07766) [-0.66401]	2.329089 (2.99287) [0.77821]
D_INDIRECT_TAX(-1)	-0.102426 (0.05255) [-1.94902]	0.116415 (0.10579) [1.10046]	-0.039482 (0.05922) [-0.66673]	-0.012405 (0.25974) [-0.04776]	0.219159 (0.05712) [3.83661]	0.065886 (0.06300) [1.04574]	0.186696 (0.10736) [1.73904]	0.111787 (0.10295) [1.08584]	-10.42531 (3.96764) [-2.62759]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	-0.002676 (0.00097) [-2.74791]	-0.003258 (0.00196) [-1.66205]	-0.001197 (0.00110) [-1.09081]	0.004668 (0.00481) [0.96990]	0.003105 (0.00106) [2.93355]	-0.000690 (0.00117) [-0.59130]	0.004071 (0.00199) [2.04620]	0.001749 (0.00191) [0.91686]	0.442953 (0.07352) [6.02462]
C	0.017580 (0.00462) [3.80345]	0.025948 (0.00930) [2.78876]	0.002363 (0.00521) [0.45360]	-0.026638 (0.02285) [-1.16604]	0.000624 (0.00502) [0.12419]	0.019390 (0.00554) [3.49911]	0.021673 (0.00944) [2.29531]	0.010532 (0.00905) [1.16316]	1.497829 (0.34897) [4.29210]
DUMMY_LABOUR_PRO...	0.004588 (0.00577) [0.79551]	-0.003670 (0.01161) [-0.31607]	0.002896 (0.00650) [0.44566]	-0.047756 (0.02851) [-1.67530]	-0.009821 (0.00627) [-1.56659]	-0.013846 (0.00691) [-2.00237]	-0.017461 (0.01178) [-1.48193]	-0.009008 (0.01130) [-0.79729]	0.106752 (0.43545) [0.24515]
DUMMY_ALP_1	0.008993 (0.00660) [1.36221]	-0.004884 (0.01329) [-0.36752]	0.011368 (0.00744) [1.52814]	-0.010857 (0.03263) [-0.33274]	-0.014363 (0.00718) [-2.00159]	-0.012657 (0.00791) [-1.59913]	-0.026774 (0.01349) [-1.98526]	-0.027532 (0.01293) [-2.12863]	1.485412 (0.49843) [2.98020]
DUMMY_UBENEFIT1	-0.002421 (0.00523) [-0.46266]	0.003135 (0.01053) [0.29769]	-0.003312 (0.00590) [-0.56180]	-0.055920 (0.02586) [-2.16242]	-0.008575 (0.00569) [-1.50771]	-0.009627 (0.00627) [-1.53466]	-0.023402 (0.01069) [-2.18946]	-0.018690 (0.01025) [-1.82345]	0.440071 (0.39503) [1.11402]
DUMMY_PRODUCT_MA...	0.000548 (0.00473) [0.11564]	-0.008441 (0.00953) [-0.88563]	-0.001759 (0.00534) [-0.32962]	-0.012857 (0.02340) [-0.54942]	0.002266 (0.00515) [0.44037]	0.002941 (0.00568) [0.51807]	0.002667 (0.00967) [0.27575]	0.006385 (0.00928) [0.68840]	0.313733 (0.35747) [0.87764]
DUMMY_RETIEREMENT...	-0.003855 (0.00500) [-0.77130]	-0.004059 (0.01006) [-0.40343]	-0.004152 (0.00563) [-0.73711]	0.003012 (0.02470) [0.12191]	-0.004288 (0.00543) [-0.78935]	0.001290 (0.00599) [0.21530]	-0.008373 (0.01021) [-0.81999]	-0.000912 (0.00979) [-0.09313]	-0.724534 (0.37736) [-1.92002]
DUMMY_TAX_STRUCTU...	-0.003108 (0.00550) [-0.56465]	0.003669 (0.01108) [0.33114]	-0.001302 (0.00620) [-0.20994]	0.020897 (0.02720) [0.76820]	-0.028259 (0.00598) [-4.72348]	-0.015609 (0.00660) [-2.36561]	-0.104514 (0.01124) [-9.29550]	-0.017124 (0.01078) [-1.58823]	0.545140 (0.41554) [1.31189]
R-squared	0.577862	0.302717	0.566923	0.208320	0.425747	0.300437	0.516536	0.129451	0.558046
Adj. R-squared	0.536745	0.234800	0.524741	0.131209	0.369814	0.232298	0.469445	0.044657	0.514998
Sum sq. resids	0.096481	0.390958	0.122508	2.356769	0.113993	0.138672	0.402631	0.370259	549.9433
S.E. equation	0.025030	0.050385	0.028205	0.123708	0.027207	0.030008	0.051132	0.049033	1.889725
F-statistic	14.05397	4.457157	13.43969	2.701542	7.611641	4.409159	10.96896	1.526659	12.96348
Log likelihood	394.0885	275.1516	373.7877	122.4535	379.9109	363.2529	272.6507	279.7754	-341.0110
Akaike AIC	-4.448100	-3.048842	-4.209267	-1.252395	-4.281305	-4.085329	-3.019420	-3.103240	4.200129
Schwarz SC	-4.152966	-2.753708	-3.914133	-0.957261	-3.986171	-3.790195	-2.724286	-2.808106	4.495263
Mean dependent	0.027312	0.021858	0.017879	-0.003936	0.010032	0.016001	0.009908	0.009636	2.396370
S.D. dependent	0.036775	0.057599	0.040913	0.132721	0.034272	0.034248	0.070199	0.050166	2.713481
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.94E-23								
Determinant resid covariance	7.97E-24								
Log likelihood	2349.858								
Akaike information criterion	-25.95128								
Schwarz criterion	-23.29507								

### A.33. Funções resposta-impulso acumulada do produto às variáveis da despesa e da receita: todas as reformas (amostra completa)

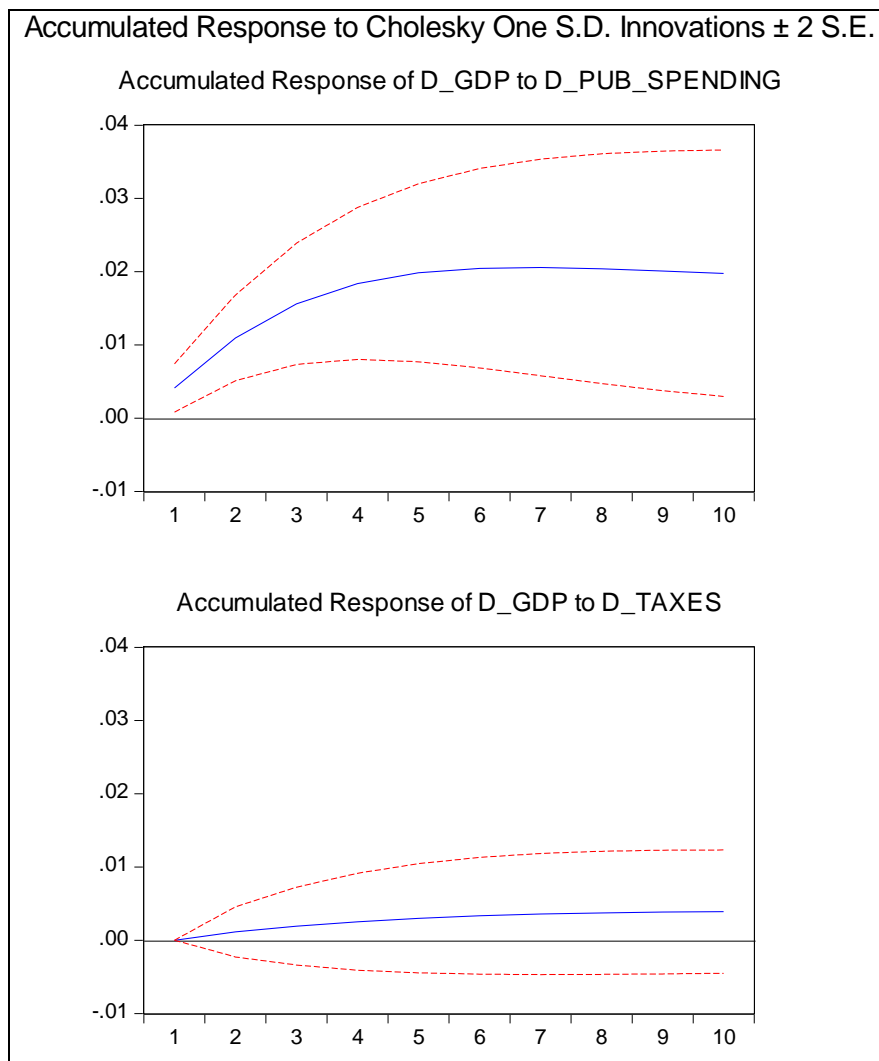




### A.34. Regressão sem reformas (amostra com dívida elevada)

Vector Autoregression Estimates				
Date: 06/28/17 Time: 16:26				
Sample (adjusted): 1997 2013				
Included observations: 153 after adjustments				
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
	D_PUB_SPE...	D_GDP	D_TAXES	REAL_LT_IN...
D_PUB_SPENDING(-1)	0.306966 (0.07459) [ 4.11560]	0.191788 (0.06087) [ 3.15057]	0.052979 (0.09178) [ 0.57723]	-16.78283 (4.78090) [-3.51039]
D_GDP(-1)	0.415393 (0.13350) [ 3.11167]	0.559563 (0.10895) [ 5.13582]	0.515368 (0.16427) [ 3.13729]	-16.51955 (8.55691) [-1.93055]
D_TAXES(-1)	-0.031521 (0.08994) [-0.35046]	0.042401 (0.07341) [ 0.57762]	0.004456 (0.11068) [ 0.04026]	3.837412 (5.76512) [ 0.66563]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	-0.001866 (0.00100) [-1.86440]	0.002106 (0.00082) [ 2.57869]	0.002280 (0.00123) [ 1.85173]	0.590497 (0.06414) [ 9.20651]
C	0.010942 (0.00446) [ 2.45383]	-0.005230 (0.00364) [-1.43688]	0.001285 (0.00549) [ 0.23415]	1.525269 (0.28584) [ 5.33610]
R-squared	0.375829	0.399512	0.138930	0.590715
Adj. R-squared	0.358960	0.383283	0.115658	0.579653
Sum sq. resids	0.093850	0.062515	0.142111	385.6007
S.E. equation	0.025182	0.020552	0.030987	1.614128
F-statistic	22.27864	24.61656	5.969782	53.40160
Log likelihood	348.7342	379.8159	316.9934	-287.8115
Akaike AIC	-4.493258	-4.899554	-4.078345	3.827601
Schwarz SC	-4.394224	-4.800520	-3.979311	3.926635
Mean dependent	0.017510	0.013909	0.016855	2.673883
S.D. dependent	0.031452	0.026171	0.032951	2.489627
Determinant resid covariance (dof adj.)	2.65E-10			
Determinant resid covariance	2.32E-10			
Log likelihood	828.7296			
Akaike information criterion	-10.57163			
Schwarz criterion	-10.17549			

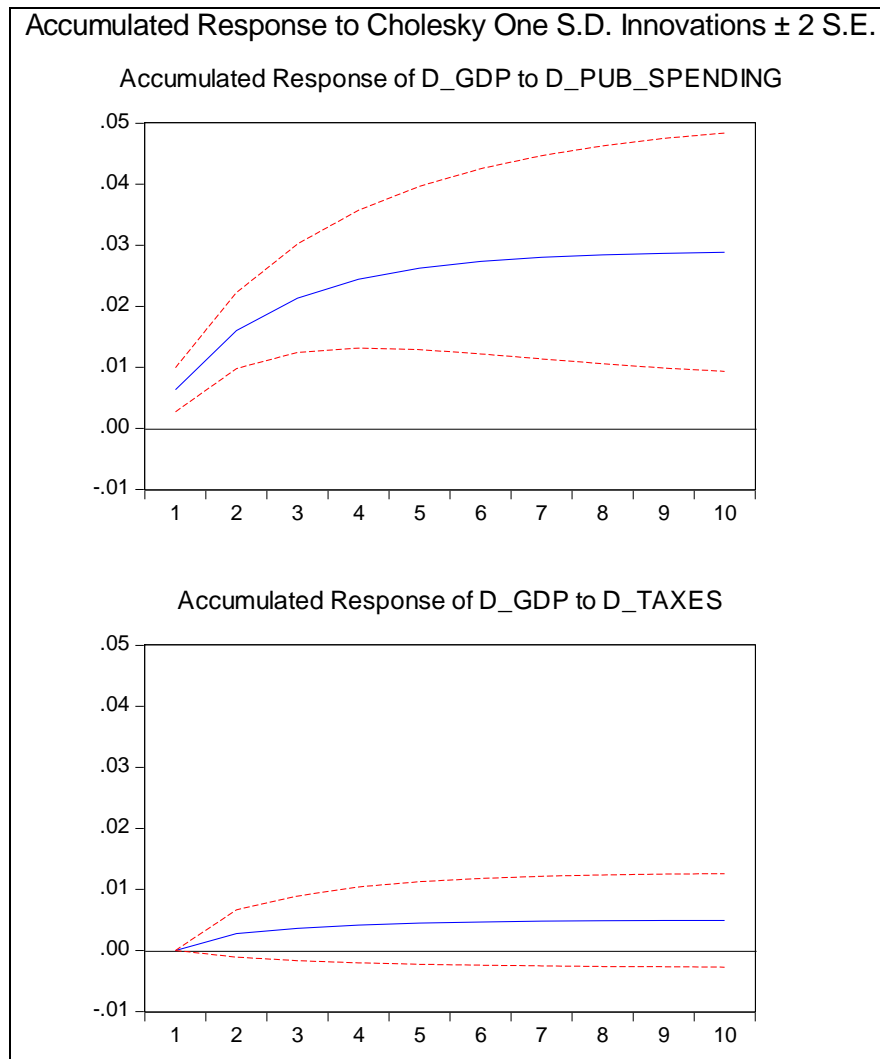
**A.35. Funções resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita: regressão sem reformas (amostra com dívida elevada)**



### A.36. Regressão com reforma: todas as reformas (amostra com dívida elevada)

Vector Autoregression Estimates				
Date: 06/28/17 Time: 16:40				
Sample (adjusted): 2001 2013				
Included observations: 117 after adjustments				
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
	D_PUB_SPE...	D_GDP	D_TAXES	REAL_LT_IN...
D_PUB_SPENDING(-1)	0.330788 (0.10349) [ 3.19633]	0.339347 (0.08096) [ 4.19140]	0.087474 (0.11649) [ 0.75090]	-24.88300 (7.09510) [-3.50707]
D_GDP(-1)	0.306395 (0.16657) [ 1.83948]	0.247475 (0.13031) [ 1.89915]	0.207689 (0.18749) [ 1.10771]	-18.87705 (11.4195) [-1.65305]
D_TAXES(-1)	0.030151 (0.10807) [ 0.27899]	0.127662 (0.08455) [ 1.50992]	-0.013144 (0.12165) [-0.10804]	-0.042293 (7.40937) [-0.00571]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	-0.001370 (0.00129) [-1.06211]	0.001288 (0.00101) [ 1.27608]	0.000695 (0.00145) [ 0.47852]	0.504945 (0.08843) [ 5.71040]
C	0.009198 (0.00572) [ 1.60696]	-0.001137 (0.00448) [-0.25389]	0.012802 (0.00644) [ 1.98698]	1.855924 (0.39243) [ 4.72936]
DUMMY_ALP_1	0.010959 (0.00892) [ 1.22883]	-0.022080 (0.00698) [-3.16459]	-0.026964 (0.01004) [-2.68590]	1.365466 (0.61144) [ 2.23318]
DUMMY_LABOUR_PRO...	-0.003615 (0.00900) [-0.40153]	-0.000609 (0.00704) [-0.08645]	-0.004599 (0.01013) [-0.45389]	-0.039892 (0.61716) [-0.06464]
DUMMY_PRODUCT_MA...	-0.000455 (0.00578) [-0.07871]	-0.001175 (0.00452) [-0.25977]	0.001292 (0.00651) [ 0.19846]	0.521524 (0.39645) [ 1.31549]
DUMMY_RETIEREMENT...	0.002038 (0.00621) [ 0.32823]	0.006993 (0.00486) [ 1.43983]	0.008430 (0.00699) [ 1.20638]	-0.993022 (0.42561) [-2.33317]
DUMMY_TAX_STRUCTU...	0.007624 (0.00686) [ 1.11084]	-0.018595 (0.00537) [-3.46330]	-0.037008 (0.00773) [-4.79051]	0.030944 (0.47052) [ 0.06577]
DUMMY_UNEMPLOY_B...	-0.023621 (0.01087) [-2.17257]	-0.012542 (0.00851) [-1.47460]	-0.017885 (0.01224) [-1.46140]	-0.611962 (0.74539) [-0.82099]
R-squared	0.455509	0.479056	0.316318	0.629855
Adj. R-squared	0.404142	0.429911	0.251820	0.594936
Sum sq. resids	0.069591	0.042592	0.088176	327.0941
S.E. equation	0.025623	0.020045	0.028842	1.756643
F-statistic	8.867733	9.747692	4.904291	18.03744
Log likelihood	268.4810	297.2030	254.6339	-226.1581
Akaike AIC	-4.401385	-4.892359	-4.164682	4.053985
Schwarz SC	-4.141693	-4.632667	-3.904990	4.313677
Mean dependent	0.016377	0.007748	0.010333	2.445491
S.D. dependent	0.033193	0.026548	0.033344	2.760079
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.57E-10		
Determinant resid covariance		1.73E-10		
Log likelihood		650.8849		
Akaike information criterion		-10.37410		
Schwarz criterion		-9.335334		

**A.37. Funções resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita: todas as reformas (amostra com dívida elevada)**



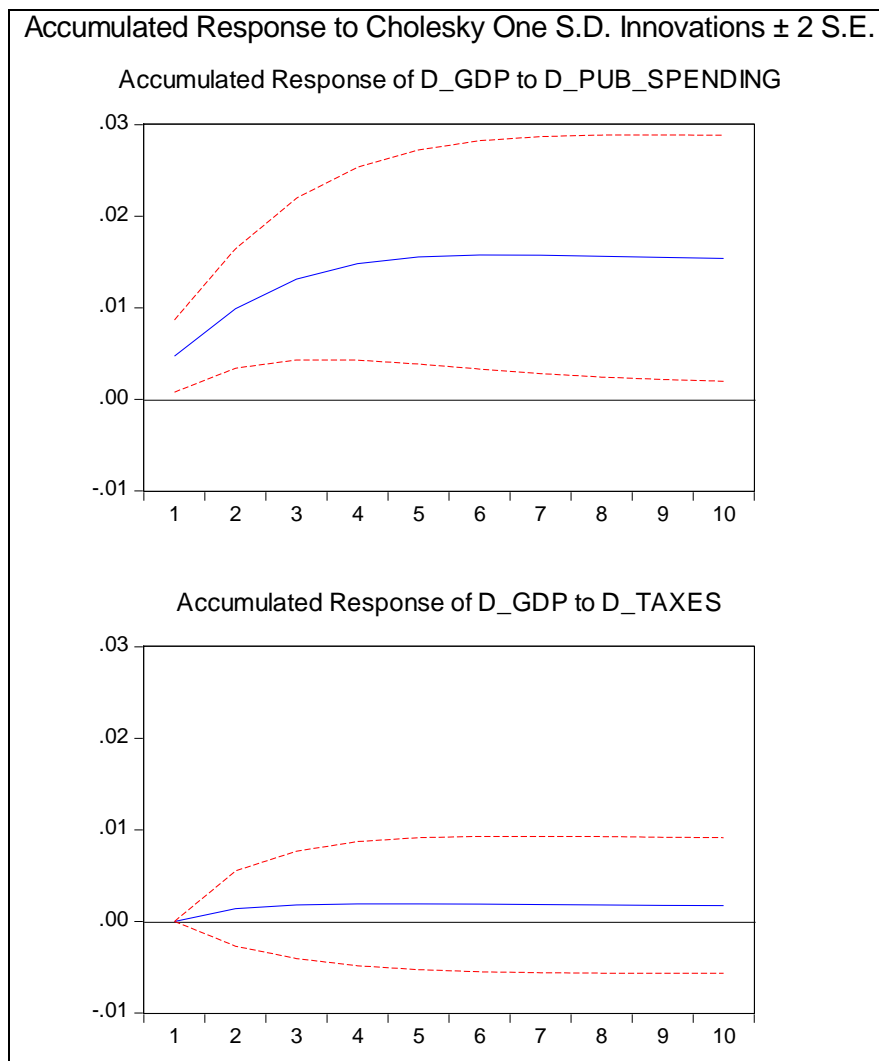
### A.38. Verificação da robustez: regressão com índice contínuo do nível de proteção laboral (amostra completa)

Vector Autoregression Estimates				
Date: 05/29/17 Time: 22:00				
Sample (adjusted): 1997 2013				
Included observations: 219 after adjustments				
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
	D_PUB_SPE...	D_GDP	D_TAXES	REAL_LT_IN...
D_PUB_SPENDING(-1)	0.406298 (0.05506) [ 7.37915]	0.106509 (0.05884) [ 1.81015]	-0.026392 (0.07080) [-0.37274]	-7.031324 (3.63722) [-1.93316]
D_GDP(-1)	0.286582 (0.09218) [ 3.10905]	0.466069 (0.09850) [ 4.73149]	0.445836 (0.11853) [ 3.76123]	-6.897116 (6.08908) [-1.13270]
D_TAXES(-1)	0.006158 (0.07603) [ 0.08100]	0.049372 (0.08125) [ 0.60769]	0.004007 (0.09777) [ 0.04098]	-5.213923 (5.02229) [-1.03816]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	-0.002893 (0.00088) [-3.30413]	0.002550 (0.00094) [ 2.72469]	0.001934 (0.00113) [ 1.71771]	0.564560 (0.05784) [ 9.76036]
C	0.020863 (0.00946) [ 2.20532]	0.008208 (0.01011) [ 0.81188]	0.004209 (0.01217) [ 0.34601]	1.665830 (0.62493) [ 2.66564]
LABOUR_MARKET_IND...	-0.002773 (0.00337) [-0.82342]	-0.004450 (0.00360) [-1.23635]	0.000362 (0.00433) [ 0.08359]	-0.077076 (0.22249) [-0.34643]
R-squared	0.451382	0.270311	0.137356	0.471953
Adj. R-squared	0.438503	0.253182	0.117106	0.459557
Sum sq. resids	0.161327	0.184235	0.266782	703.9947
S.E. equation	0.027521	0.029410	0.035391	1.818004
F-statistic	35.04960	15.78100	6.783039	38.07458
Log likelihood	479.1189	464.5800	424.0407	-438.6106
Akaike AIC	-4.320721	-4.187945	-3.817723	4.060371
Schwarz SC	-4.227869	-4.095094	-3.724872	4.153222
Mean dependent	0.022008	0.016680	0.018276	2.541800
S.D. dependent	0.036727	0.034032	0.037665	2.472977
Determinant resid covariance (dof adj.)	9.83E-10			
Determinant resid covariance	8.79E-10			
Log likelihood	1040.307			
Akaike information criterion	-9.281342			
Schwarz criterion	-8.909937			

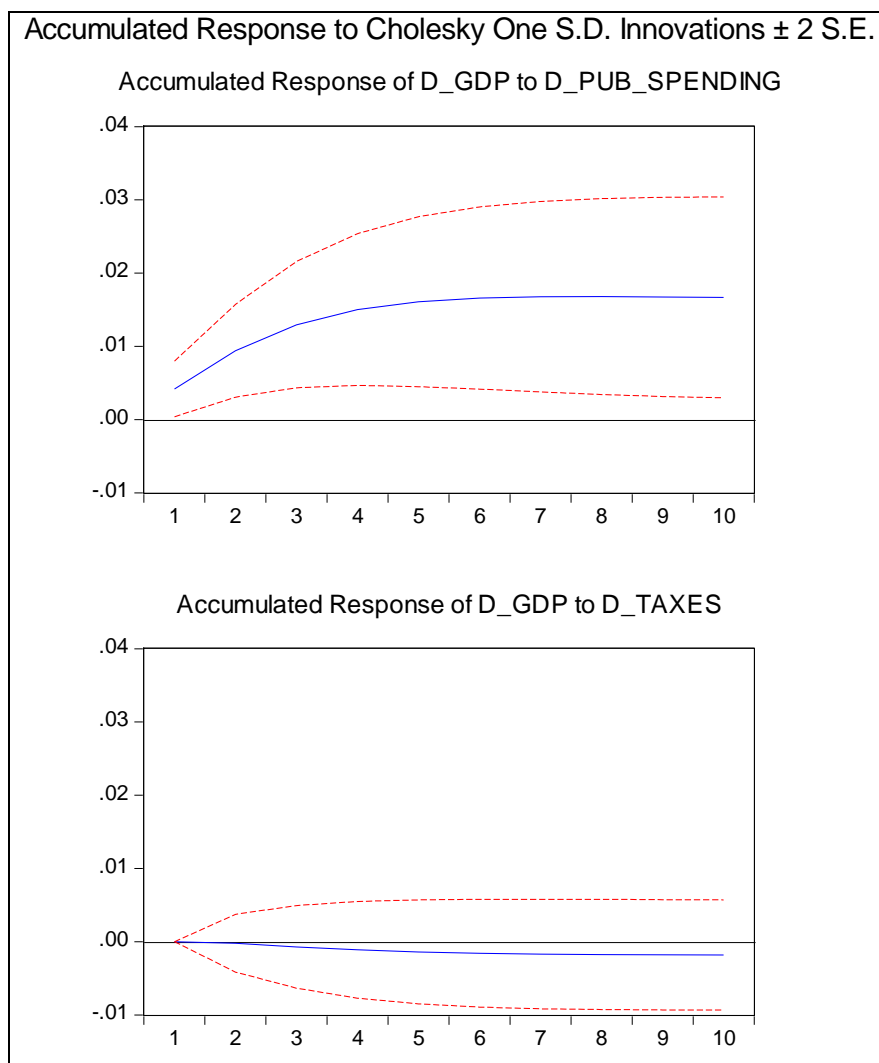
### A.39. Verificação da robustez: regressão com índice contínuo do nível de regulação do mercado de produtos (amostra completa)

Vector Autoregression Estimates				
Date: 06/24/17 Time: 22:18				
Sample (adjusted): 1997 2013				
Included observations: 242 after adjustments				
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
	D_PUB_SPE...	D_GDP	D_TAXES	REAL_LT_IN...
D_PUB_SPENDING(-1)	0.383964 (0.05323) [ 7.21323]	0.109835 (0.05754) [ 1.90892]	-0.029902 (0.06864) [-0.43563]	-6.634030 (3.43598) [-1.93075]
D_GDP(-1)	0.372478 (0.08568) [ 4.34715]	0.518729 (0.09262) [ 5.60081]	0.509532 (0.11049) [ 4.61168]	-6.785709 (5.53078) [-1.22690]
D_TAXES(-1)	-0.045034 (0.07174) [-0.62778]	-0.008544 (0.07754) [-0.11018]	-0.055839 (0.09250) [-0.60365]	-5.068247 (4.63049) [-1.09454]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	-0.002526 (0.00084) [-2.99991]	0.002193 (0.00091) [ 2.40943]	0.001489 (0.00109) [ 1.37149]	0.585047 (0.05435) [ 10.7654]
C	0.012133 (0.00583) [ 2.07962]	-0.014867 (0.00631) [-2.35737]	-0.004141 (0.00752) [-0.55048]	1.310582 (0.37661) [ 3.47997]
PROD_MARKET_INDEX	0.000447 (0.00177) [ 0.25249]	0.005008 (0.00192) [ 2.61472]	0.003966 (0.00228) [ 1.73560]	0.033154 (0.11438) [ 0.28987]
R-squared	0.448981	0.320219	0.183848	0.489524
Adj. R-squared	0.437306	0.305817	0.166557	0.478709
Sum sq. resids	0.177713	0.207638	0.295496	740.4599
S.E. equation	0.027441	0.029662	0.035385	1.771311
F-statistic	38.45941	22.23416	10.63239	45.26269
Log likelihood	529.8160	510.9853	468.2893	-478.7015
Akaike AIC	-4.329058	-4.173432	-3.820573	4.005798
Schwarz SC	-4.242555	-4.086930	-3.734070	4.092300
Mean dependent	0.024183	0.020688	0.021424	2.506069
S.D. dependent	0.036582	0.035601	0.038760	2.453322
Determinant resid covariance (dof adj.)	9.93E-10			
Determinant resid covariance	8.98E-10			
Log likelihood	1146.936			
Akaike information criterion	-9.280460			
Schwarz criterion	-8.934449			

**A.40. Verificação da robustez: função resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita, índice contínuo do nível de proteção laboral (amostra completa)**



**A.41. Verificação da robustez: função resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita, índice contínuo do nível de regulação do mercado de produtos (amostra completa)**

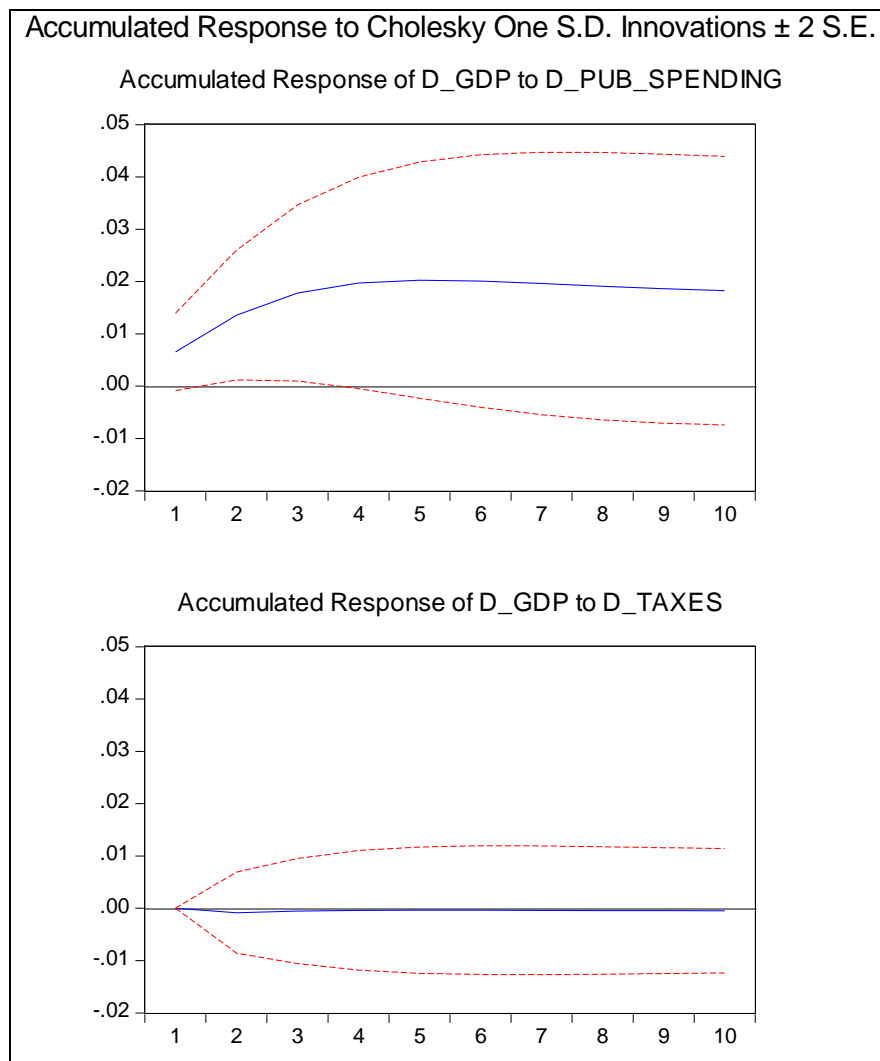




## A.42. Verificação da robustez: regressão com reforma, redução do nível de regulação no mercado de produtos (países acima da média)

Vector Autoregression Estimates				
Date: 06/24/17 Time: 16:05				
Sample (adjusted): 1997 2013				
Included observations: 104 after adjustments				
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
	D_PUB_SPE...	D_GDP	D_TAXES	REAL_LT_IN...
D_PUB_SPENDING(-1)	0.385886 (0.08228) [ 4.68967]	0.119705 (0.10389) [ 1.15220]	0.010687 (0.09504) [ 0.11245]	-13.27963 (5.74030) [-2.31341]
D_GDP(-1)	0.284375 (0.12357) [ 2.30126]	0.553490 (0.15602) [ 3.54745]	0.650869 (0.14273) [ 4.55998]	-7.426183 (8.62070) [-0.86144]
D_TAXES(-1)	0.189515 (0.12562) [ 1.50863]	-0.059771 (0.15861) [-0.37684]	-0.237967 (0.14510) [-1.64002]	-6.732377 (8.76352) [-0.76823]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	-0.001332 (0.00120) [-1.11178]	0.002473 (0.00151) [ 1.63543]	0.001810 (0.00138) [ 1.30843]	0.563558 (0.08355) [ 6.74503]
C	0.007635 (0.00592) [ 1.29032]	0.001098 (0.00747) [ 0.14692]	0.009889 (0.00683) [ 1.44688]	1.858255 (0.41278) [ 4.50183]
R-squared	0.510664	0.244571	0.244831	0.540162
Adj. R-squared	0.490893	0.214049	0.214319	0.521583
Sum sq. resids	0.089731	0.143047	0.119716	436.6933
S.E. equation	0.030106	0.038012	0.034774	2.100248
F-statistic	25.82877	8.012846	8.024117	29.07333
Log likelihood	219.3077	195.0571	204.3157	-222.1813
Akaike AIC	-4.121302	-3.654944	-3.832995	4.368871
Schwarz SC	-3.994168	-3.527810	-3.705860	4.496005
Mean dependent	0.026577	0.022895	0.024629	2.652239
S.D. dependent	0.042194	0.042877	0.039232	3.036458
Determinant resid covariance (dof adj.)	2.34E-09			
Determinant resid covariance	1.92E-09			
Log likelihood	453.3350			
Akaike information criterion	-8.333365			
Schwarz criterion	-7.824828			

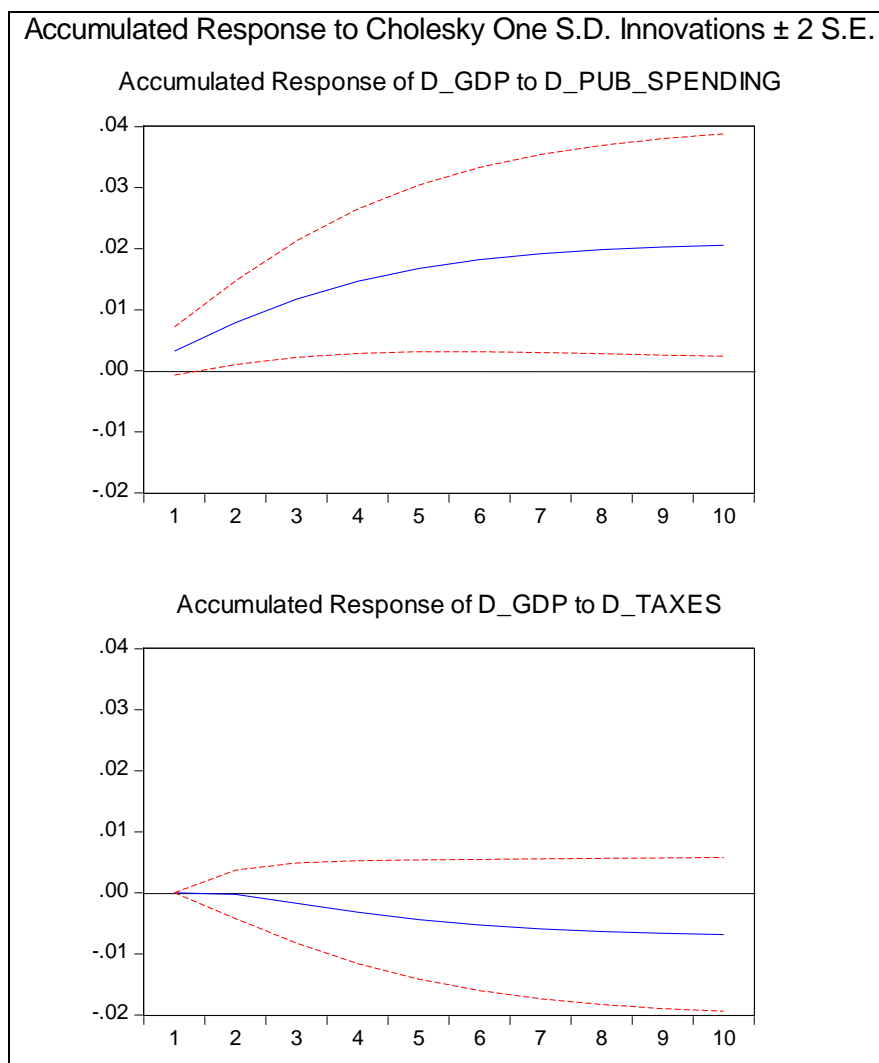
**A.43. Verificação da robustez: função resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita, redução do nível de regulação do mercado de produtos (países acima da média)**



#### A.44. Verificação da robustez: regressão com reforma, redução do nível de regulação no mercado de produtos (países abaixo da média)

Vector Autoregression Estimates				
Date: 06/25/17 Time: 14:57				
Sample (adjusted): 1997 2013				
Included observations: 136 after adjustments				
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
	D_PUB_SPE...	D_GDP	D_TAXES	REAL_LT_IN...
D_PUB_SPENDING(-1)	0.350452 (0.06943) [ 5.04725]	0.104421 (0.06521) [ 1.60123]	-0.057896 (0.10341) [-0.55988]	0.351641 (4.13236) [ 0.08509]
D_GDP(-1)	0.477013 (0.12432) [ 3.83699]	0.599550 (0.11676) [ 5.13481]	0.419766 (0.18515) [ 2.26715]	-2.199559 (7.39886) [-0.29728]
D_TAXES(-1)	-0.218606 (0.08886) [-2.46023]	0.018880 (0.08345) [ 0.22623]	0.083665 (0.13233) [ 0.63223]	-6.106110 (5.28825) [-1.15466]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	-0.004571 (0.00114) [-4.02465]	0.003188 (0.00107) [ 2.98817]	0.002625 (0.00169) [ 1.55156]	0.591784 (0.06760) [ 8.75426]
C	0.020219 (0.00461) [ 4.38242]	-0.005067 (0.00433) [-1.16933]	0.002825 (0.00687) [ 0.41108]	1.022486 (0.27459) [ 3.72371]
R-squared	0.429076	0.397263	0.135242	0.439874
Adj. R-squared	0.411643	0.378859	0.108837	0.422771
Sum sq. resids	0.078488	0.069235	0.174092	278.0061
S.E. equation	0.024477	0.022989	0.036455	1.456772
F-statistic	24.61316	21.58545	5.121847	25.71898
Log likelihood	314.1319	322.6617	259.9607	-241.5948
Akaike AIC	-4.546057	-4.671496	-3.749422	3.626395
Schwarz SC	-4.438974	-4.564413	-3.642339	3.733478
Mean dependent	0.022540	0.018841	0.018826	2.387917
S.D. dependent	0.031911	0.029170	0.038617	1.917421
Determinant resid covariance (dof adj.)	2.93E-10			
Determinant resid covariance	2.52E-10			
Log likelihood	730.9503			
Akaike information criterion	-10.45515			
Schwarz criterion	-10.02682			

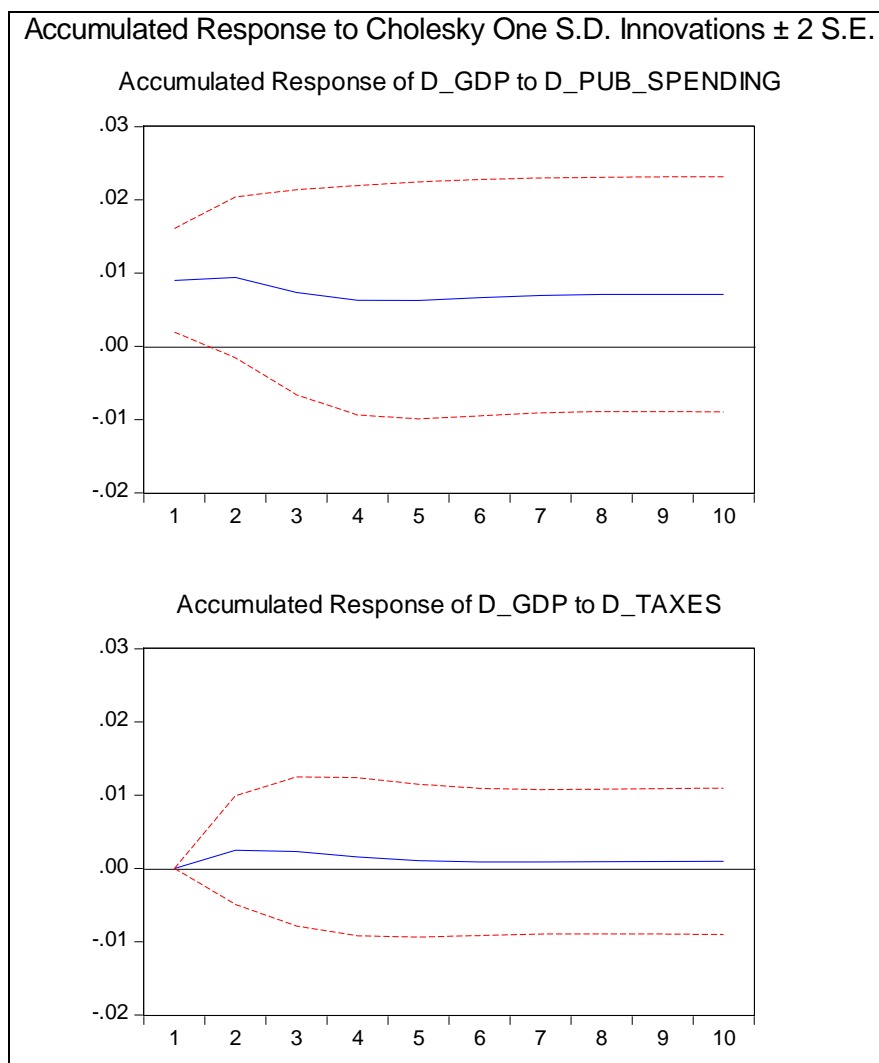
**A.45. Verificação da robustez: função resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita, redução do nível de regulação do mercado de produtos (países abaixo da média)**



## A.46. Verificação da robustez: regressão com reforma, redução dos benefícios ao desemprego (países abaixo da média)

Vector Autoregression Estimates				
Date: 06/25/17 Time: 15:16				
Sample (adjusted): 2003 2013				
Included observations: 112 after adjustments				
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
	D_PUB_SPE...	D_GDP	D_TAXES	REAL_LT_IN...
D_PUB_SPENDING(-1)	0.405259 (0.08212) [ 4.93477]	-0.020986 (0.10725) [-0.19568]	-0.181801 (0.12106) [-1.50175]	7.756941 (7.55678) [ 1.02649]
D_GDP(-1)	0.408238 (0.14931) [ 2.73419]	0.359061 (0.19499) [ 1.84146]	0.470523 (0.22010) [ 2.13779]	-19.51311 (13.7390) [-1.42027]
D_TAXES(-1)	-0.101276 (0.12970) [-0.78086]	0.149948 (0.16938) [ 0.88529]	0.170276 (0.19119) [ 0.89061]	-14.50783 (11.9345) [-1.21562]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	-0.000765 (0.00121) [-0.63195]	0.004616 (0.00158) [ 2.91850]	0.004607 (0.00179) [ 2.58027]	0.165973 (0.11145) [ 1.48919]
C	0.006490 (0.00512) [ 1.26664]	-0.004176 (0.00669) [-0.62411]	-0.001303 (0.00755) [-0.17256]	2.097963 (0.47147) [ 4.44984]
R-squared	0.419186	0.170998	0.217068	0.315560
Adj. R-squared	0.397473	0.140008	0.187799	0.289973
Sum sq. resids	0.090483	0.154315	0.196621	766.1377
S.E. equation	0.029080	0.037976	0.042867	2.675849
F-statistic	19.30605	5.517724	7.416422	12.33304
Log likelihood	239.8603	209.9652	196.3975	-266.6014
Akaike AIC	-4.193933	-3.660093	-3.417813	4.850026
Schwarz SC	-4.072572	-3.538731	-3.296452	4.971387
Mean dependent	0.018434	0.012595	0.013872	2.120836
S.D. dependent	0.037463	0.040951	0.047565	3.175588
Determinant resid covariance (dof adj.)	2.19E-09			
Determinant resid covariance	1.82E-09			
Log likelihood	491.1769			
Akaike information criterion	-8.413873			
Schwarz criterion	-7.928427			

**A.47. Verificação da robustez: função resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita, redução dos benefícios ao desemprego (países acima da média)**



## A.48. Verificação da robustez: regressão com reforma, redução dos benefícios ao desemprego (países abaixo da média)

Vector Autoregression Estimates				
Date: 06/25/17 Time: 15:22				
Sample (adjusted): 2003 2013				
Included observations: 60 after adjustments				
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
	D_PUB_SPE...	D_GDP	D_TAXES	REAL_LT_IN...
D_PUB_SPENDING(-1)	0.495847 (0.10052) [ 4.93267]	0.147468 (0.13778) [ 1.07030]	-0.035630 (0.14662) [-0.24302]	-17.93938 (8.80222) [-2.03805]
D_GDP(-1)	0.340681 (0.16393) [ 2.07825]	0.492661 (0.22469) [ 2.19267]	0.563399 (0.23909) [ 2.35640]	-7.058498 (14.3541) [-0.49174]
D_TAXES(-1)	0.233232 (0.13206) [ 1.76609]	0.085762 (0.18101) [ 0.47380]	-0.062717 (0.19262) [-0.32561]	-15.20952 (11.5638) [-1.31527]
REAL_LT_INT_RATE(-1)	-0.000560 (0.00148) [-0.37735]	0.002306 (0.00203) [ 1.13367]	0.001392 (0.00216) [ 0.64285]	0.448184 (0.12996) [ 3.44873]
C	0.003082 (0.00668) [ 0.46115]	-0.008729 (0.00916) [-0.95303]	0.005991 (0.00975) [ 0.61470]	2.322345 (0.58516) [ 3.96876]
R-squared	0.701734	0.312317	0.204650	0.558524
Adj. R-squared	0.680041	0.262303	0.146806	0.526417
Sum sq. resids	0.046247	0.086883	0.098382	354.5961
S.E. equation	0.028997	0.039745	0.042294	2.539134
F-statistic	32.34971	6.244666	3.537977	17.39553
Log likelihood	129.9070	110.9899	107.2608	-138.4354
Akaike AIC	-4.163566	-3.532997	-3.408694	4.781178
Schwarz SC	-3.989038	-3.358468	-3.234165	4.955707
Mean dependent	0.026197	0.009132	0.014335	2.382278
S.D. dependent	0.051264	0.046275	0.045788	3.689669
Determinant resid covariance (dof adj.)	3.57E-09			
Determinant resid covariance	2.52E-09			
Log likelihood	253.3925			
Akaike information criterion	-7.779750			
Schwarz criterion	-7.081636			

**A.49. Verificação da robustez: função resposta-impulso acumulada do produto à despesa e à receita, redução dos benefícios ao desemprego (países abaixo da média)**

